

# MĚNOVÁ POLITIKA A PREDIKCE VARIABILITY ÚROKOVÝCH SAZEB NA PENĚŽNÍM TRHU

Karel Brůna, Vysoká škola ekonomická v Praze\*

## 1. Úvod

V rámci analýzy měnové politiky se lze střetnout s určitou nekonzistentností mezi dynamikou zdrojů inflace a intenzitou reakcí hlavní měnové úrokové sazby. Centrální banky jsou při tvorbě inflační prognózy nuceny čelit vysoké variabilitě a nestálé struktuře inflačních šoků vycházejících z hospodářského cyklu, mzdového vývoje na trhu práce, kurzových změn, cen komodit, daňových změn atd. Ve srovnání s tím je přístup centrálních bankéřů při měnových opatřeních zřetelně opatrný. Běžně jsou tak prováděny pouze malé změny hlavní úrokové sazby v řádu 25-50 bazických bodů, přičemž v případě kumulace inflačních zdrojů, jež vyžadují kvantitativně významné pohyby hlavní úrokové sazby, jsou tyto rozprostřeny do řady dílčích méně rozsáhlých změn. Vedle toho se centrální banky v krátkém období vyhýbají častému střídání směru pohybu hlavní úrokové sazby s tím, že opačný pohyb této sazby obvykle přichází až po delším období její stability.

Velmi často se proto v této souvislosti objevuje rozpor mezi modelovým pojetím měnové politiky a reálným rozhodováním centrální banky. Jestliže je chování centrální banky primárně hodnoceno prostřednictvím modelu transmisního mechanismu měnové politiky, obvyklým závěrem je, že změny hlavní úrokové sazby by měly být významně agresivnější, tak aby efektivně stabilizovaly inflaci do blízkosti inflačního cíle. V modelovém světě si tak lze dobře představit, že vysoká aktivita centrální banky při změnách hlavní měnové úrokové sazby vede k vysoké a potenciálně nestabilní variabilitě ultrakrátkých úrokových sazeb na peněžním trhu, přičemž úspěšné dosahování cílů měnové politiky efektivně stabilizuje variabilitu delších úrokových sazeb na peněžním trhu na nízké úrovni.

V realitě naopak obezřetné chování centrální banky stabilizuje variabilitu úrokových sazeb především na krátkém konci výnosové křivky. Úrokové sazby na jejím dlouhém konci obvykle vykazují vyšší a v řadě případů i méně stabilnější variabilitu, neboť reflektují nestabilní očekávání finančního trhu o dynamice inflace a ekonomického růstu, nejistotou o efektech měnové politiky v kontextu strukturálních změn

\* Stat' vznikla za finanční podpory Grantové agentury České republiky v rámci grantu č. 402/06/0209 „Inflace v malé otevřené ekonomice, její monetární a nemonetární činitelé“ a Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy České republiky v rámci výzkumného záměru MSM 6138439903 „Rozvoj finanční a účetní teorie a praxe z interdisciplinárního hlediska“. Autor si dovoluje vyjádřit své poděkování Chru Hegneymu z Kepler Equities a Václavu Bakulemu a Pavlu Fojtíkovi z ČSOB za poskytnutí dat o volatilitě korunových cap/floor a dále pak Josefu Arltovi a Jaroslavu Bradovi z VŠE Praha za dílčí konzultace některých problémů.

ekonomiky, omezenou kredibilitu či nekonzistentnost měnových rozhodnutí centrální banky apod. Z tohoto hlediska představují aktuální ceny úrokových opcí jedinečný zdroj informací o očekávání finančního trhu o budoucí nestabilitě úrokových sazeb na peněžním trhu. Má se za to, že z této ceny odvozená implikovaná variabilita (či přímo kótovaná variabilita) v sobě obsahují predikci budoucí realizované variability úrokových sazeb na peněžním trhu.

Cílem tohoto příspěvku je v jeho teoretické části definovat zdroje nestabilní variability úrokových sazeb na peněžním trhu v kontextu reálného a nikoli pouze modelového řízení měnové politiky. V rámci empirické analýzy je záměrem provést analýzu variability úrokových sazeb PRIBOR na domácím mezibankovním trhu v letech 1998–2007 a prozkoumat predikční schopnosti kótované variability korunových cap/floor vzhledem k realizované variabilitě úrokových sazeb PRIBOR.

## 2. Dynamika hlavní měnové úrokové sazby v kontextu reakční funkce centrální banky a obecného modelu transmisního mechanismu měnové politiky

### *Optimální vs. vyhlášená úroveň hlavní úrokové sazby v rámci modelu rozhodování centrální banky*

Z modelového hlediska lze rozhodování centrální banky o nastavení hlavní úrokové sazby chápat jako problém optimálního řízení ekonomického systému (Cecchetti, 2000). Hlavní úroková sazba je v takovém případě považována za instrumentální proměnnou, jejíž velikostí je cíleně manipulováno tak, aby centrální banka minimalizovala hodnotu odchylek veličin, jež jsou předmětem jejího zájmu, od cílovaných hodnot, a to vzhledem k omezením v podobě existující struktury ekonomiky ovlivňující intenzitu a rychlost transmise měnových opatření.

Při konstrukci účelové funkce centrální banky se obvykle vychází z toho, že centrální banka považuje za hlavní cíl měnové politiky stabilizaci inflace na úrovni explicitně či implicitně definovaného inflačního cíle. Na druhé straně současná měnová praxe ukazuje, že centrální banky se stále častěji přiklánějí k názoru, že jejich měnová rozhodnutí nemají být apriori překážkou pro dosažení rovnovážného ekonomického růstu, to znamená, že pokud to nevyžaduje naplnění inflačního cíle, centrální banky nemají zájem potlačovat restriktivní politikou ekonomickou dynamiku, a že v případě silného podstřelení inflačního cíle je dokonce žádoucí, aby následovaly politiku aktivně podporující ekonomický růst.

Účelová funkce ( $L$ ) centrální banky nabývá v takovém případě podoby součtu současné hodnoty kvadratických odchylek očekávané inflace ( $\pi_{t+i}^e$ ) od inflačního cíle ( $\pi_{t+i}^{\text{TARGET}}$ ), resp. očekávaného ekonomického růstu ( $y_{t+i}^e$ ) od potenciálního výstupu ( $y_{t+i}^*$ ) (např. Srouf, 1999):

$$L_t = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \left[ (1-\alpha)(\pi_{t+i}^e - \pi_{t+i}^{\text{TARGET}})^2 + \alpha(y_{t+i}^e - y_{t+i}^*)^2 \right] \quad (1)$$

kde  $\delta$  ( $0 \leq \delta \leq 1$ ) je diskontní faktor, jehož velikost vyjadřuje význam budoucí odchylky inflace a ekonomického růstu od svých cílovaných hodnot pro rozhodování centrální banky,  $\alpha$  resp.  $(1-\alpha)$  představují relativní váhu kvadratických odchylek inflace a ekonomického růstu od cílovaných hodnot a  $i$  vyjadřuje posun v čase do budoucnosti.

Při nastavení hlavní úrokové sazby vycházejí centrální banky z toho, že stávající ekonomická struktura představuje z hlediska dosažení měnových cílů omezení v podobě existujících souvislostí mezi dynamikou jednotlivých veličin. V obecné podobě lze ekonomickou strukturu popsat prostřednictvím VAR modelu, který definuje soustavu rovnic, v rámci kterých jsou aktuální hodnoty jednotlivých proměnných z vektoru endogenních veličin  $Y_t$  funkcí zpožděných hodnot endogenních proměnných z matice  $Y_{t-n}$ , aktuálních a zpožděných hodnot exogenních proměnných z matice  $Z_{t-n}$  a aktuálních a zpožděných hodnot hlavní úrokové sazby z vektoru  $IR_{CB,t-n}$ :

$$Y_t = \sum_{n=1}^{q1} A_n Y_{t-n} + \sum_{n=0}^{q2} B_n Z_{t-n} + \sum_{n=0}^{q3} C_n IR_{CB,t-n} + v_t \quad (2)$$

kde  $A_n$  a  $B_n$  představují matice strukturálních parametrů,  $C_n$  je vektor parametrů vyjadřujících relace jednotlivých veličin vzhledem k hlavní úrokové sazbě,  $q1$ ,  $q2$  a  $q3$  vyjadřují délku zpoždění proměnných ve VAR modelu a  $v_t$  je vektor náhodných šoků. Z hlediska účelové funkce centrální banky a modelu ekonomické struktury je pro aktuální okamžik optimální taková úroveň hlavní úrokové sazby, která minimalizuje hodnotu účelové funkce centrální banky pro aktuální inflační prognózu aplikovanou v rámci horizontu efektivní transmise ( $k$  období do budoucnosti) na model ekonomické struktury. Formálně je optimální úroveň hlavní úrokové sazby ( $IR_{CB,t}^{OPTIM}$ ) definována v podobě reakční funkce centrální banky, resp. modifikované podoby původního Taylorova pravidla (Taylor, 1993):

$$IR_{CB,t}^{OPTIM} = IR_{CB}^{EQ} + \beta_t (\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{TARGET}) + \gamma_t (y_{t+k}^e - y_{t+k}^*) \quad (3)$$

kde  $IR_{CB}^{EQ}$  představuje hlavní úrokovou sazbu odpovídající dlouhodobé ekonomické rovnováze. Parametry  $\beta_t$  a  $\gamma_t$  jsou konvolucí parametrů popisujících preference centrální banky vůči inflačnímu a ekonomickému cyklu a strukturální charakteristiky ekonomiky v rovnici (2), (viz Svensson, 1996; Favero a Rovelli, 2000).

Řada studií (Sack, 1998; Rudebusch, 2000) však poukazuje na skutečnost, že při praktickém provádění měnové politiky existuje disproporce mezi modelově optimální úrovní hlavní úrokové sazby a aktuálním nastavením vyhlášené hlavní úrokové sazby ( $IR_{CB,t}^{TARGET}$ ). Vyhlášená úroveň hlavní úrokové sazby obvykle následuje změny optimální hlavní úrokové sazby, na druhou stranu je ale méně volatilní a vykazuje silnou pozitivní korelaci se svými zpožděnými hodnotami (Clarida, Gali a Gertler, 1997). V této souvislosti se má za to, že za vysokou setrvačností vyhlášené hlavní úrokové

sazby může stát bezprostřední zájem centrální banky na stabilizaci měnově-politické úrokové sazby v obavě z poškození své kredibility, jež by mohla být spojována s protichůdnými měnovými rozhodnutími a vysokou variabilitou hlavní úrokové sazby (Goodhart, 1998). Z tohoto důvodu se variabilita vyhlášené úrovně úrokové sazby stává přímou součástí účelové funkce centrální banky, přičemž optimální nastavení hlavní úrokové sazby pak vychází z požadavku na dosažení měnových záměrů za nejmenší možné variability hlavní úrokové sazby.

Kromě toho může dynamika vyhlášené hlavní úrokové sazby vykazovat odchylky od měnového pravidla (3) i v důsledku systematického vlivu dalších faktorů, jež jsou obecně prezentovány v podobě sériové korelace náhodných šoků  $w_t$  (Rudebusch, 2002; English, Nelson a Sack, 2002; Mehra, 2002). Tím se poukazuje na to, že paleta zájmů centrální banky, které ovlivňují její rozhodování o změnách hlavní úrokové sazby, může být bohatší, než vyplývá z výše vymezené účelové funkce. Rozhodování centrální banky tak může kromě makroekonomické stabilizace reflektovat i zájem na udržení stability finančního (bankovního) systému v kontextu finanční krize, cenových bublin na akciových či realitních trzích, bankovního *credit crunch* či likvidních problémů bankovního systému, může však vycházet také z omezení režimu pevného měnového kurzu, z nepružnosti na trhu práce či existence systematických chyb v odhadech ekonomického růstu:

$$IR_{CB,t}^{TARGET} = (1 - \rho) IR_{CB,t}^{OPTIM} + \rho IR_{CB,t-1}^{TARGET} + w_t \quad (4)$$

$$w_t = \sum_{n=0}^q D_1 U_{1,t-n} + \sum_{n=0}^r D_2 U_{2,t-n} + \dots + \sum_{n=0}^z D_m U_{m,t-n} \quad (5)$$

kde  $\rho$  představuje váhu zpožděné vyhlášené hlavní úrokové sazby při aktuálním měnovém rozhodnutí a je tak měřítkem agresivity centrální banky při stabilizaci inflace a/nebo výstupu kolem svých cílovaných hodnot,  $D_1, D_2, \dots, D_m$  jsou vektory parametrů,  $U_{1,t-n}, U_{2,t-n}, \dots, U_{m,t-n}$  jsou vektory aktuálních a zpožděných hodnot veličin uvažovaných centrální bankou pro nastavení hlavní úrokové sazby.

#### **Zdroje odlišné variability modelově optimální a vyhlášené hlavní úrokové sazby**

Analýza variability vyhlášené hlavní úrokové sazby vychází z výrazu (4), který lze zapsat v podobě součtu variabilit a kovariancí jednotlivých proměnných:

$$\begin{aligned} \text{var } IR_{CB,t}^{TARGET} &= (1 - \rho)^2 \text{var } IR_{CB,t}^{OPTIM} + \rho^2 \text{var } IR_{CB,t-1}^{TARGET} + \text{var } w_t + \\ &2(1 - \rho)\rho \text{cov}(IR_{CB,t}^{OPTIM}, IR_{CB,t-1}^{TARGET}) + \\ &+ 2(1 - \rho)\text{cov}(IR_{CB,t}^{OPTIM}, w_t) + 2\rho \text{cov}(IR_{CB,t-1}^{TARGET}, w_t) \end{aligned} \quad (6)$$

Variabilita vyhlášené hlavní úrokové sazby vychází z nestálé úrovně modelově optimální měnově-politické úrokové sazby  $IR_{CB,t}^{OPTIM}$  se svojí bezprostřední vazbou na úče-

lovou funkci centrální banky, jež v sobě vedle očekávané dynamiky základních makroekonomických agregátů odráží strukturální charakteristiky ekonomiky vč. preferencí centrální banky vůči inflačnímu i hospodářskému cyklu. Kromě toho ovlivňuje variabilitu vyhlášené úrovně hlavní úrokové sazby také silná vazba na minulá měnová rozhodnutí prostřednictvím vysoké hodnoty parametru  $\rho$ , která v případě limitovaného rozsahu inflačních rizik automaticky generuje omezenou variabilitu vyhlášené úrovně hlavní úrokové sazby, zatímco v kontextu trendových změn optimální úrovně hlavní úrokové sazby vyvolává déletrvající období nestability vyhlášené hlavní úrokové sazby (také v důsledku pozitivní kovariance aktuální optimální a zpožděné vyhlášené hlavní úrokové sazby). Dynamika vyhlášené hlavní úrokové sazby v neposlední řadě reflektuje variabilitu faktorů stojících mimo výše definovanou účelovou funkci ( $\text{var } w_t$ ). Přítomnost těchto faktorů obecně snižuje variabilitu vyhlášené hlavní úrokové sazby, i když faktory stojící za optimální hlavní úrokovou sazbou indikují potřebu rychlé dynamiky vyhlášené hlavní úrokové sazby, na druhé straně to však způsobuje, že centrální banka může přistoupit k úpravám hlavní úrokové sazby i v kontextu omezených či obtížně predikovatelných inflačních rizik.

V případě tranzitivních ekonomik může být klíčovým faktorem odlišné dynamiky vyhlášené hlavní úrokové sazby nejistota při odhadu potenciálního výstupu spojená s intenzivními změnami trendové produktivity práce, přirozené míry nezaměstnanosti či dynamiky technologického vývoje (Orphanides, Porter, Reifschneider, Tetlow a Finan, 1999). Kromě toho existuje značná nejistota o dopadech restrukturalizace firem na produkční kapacitu ekonomiky a schopnostech masivních přímých zahraničních investic posilovat exportní výkonnost země. Zakomponování předpokladu o nedokonalých informacích o *output gapu* a možné sériové korelaci chyb jejího odhadu vede z pohledu centrální banky k přerušení pevné vazby mezi znaménkem aktuálně odhadovaného *output gapu* a potenciálními inflačními tlaky zejména v kontextu silných nabídkových šoků. Systematický charakter chyby odhadu může na jedné straně vést k chybnému nastavení hlavní úrokové sazby, na druhé straně může způsobovat, že centrální banka omezuje agresivitu změn hlavní úrokové sazby, aby tak zabránila růstu variability cílovaných veličin v důsledku suboptimální volby nové hladiny vyhlášené hlavní úrokové sazby (Orphanides, 1998). Z pohledu centrální banky může přizpůsobení hlavní úrokové sazby vycházet z potřeby získání dodatečných informací o aktuální dynamice nabídkové strany ekonomiky, což zdůrazňuje, že rozhodování centrální banky probíhá v reálném a nikoli logickém čase.

Definování klíčových zdrojů variability optimální hlavní úrokové sazby vychází z reakční funkce centrální banky (3), kterou lze za pomoci Goodmanova rozkladu součinu náhodných veličin (viz Goodman, 1960) zapsat v následující podobě:

$$\begin{aligned}
\text{var } IR_{CB,t}^{OPTIM} = & \bar{\beta}^2 \text{var}(\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{TARGET}) + \overline{(\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{TARGET})^2} \text{var } \beta + 2\bar{\beta} \overline{(\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{TARGET})} \text{cov}_{11}^{\beta\pi} + \\
& + 2\bar{\beta} \text{cov}_{12}^{\beta\pi} + 2(\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{TARGET}) \text{cov}_{21}^{\beta\pi} + \text{var}[\Delta\beta\Delta(\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{TARGET})] + \bar{\gamma}^2 \text{var}(y_{t+k}^e - y_{t+k}^*) + \\
& + \overline{(y_{t+k}^e - y_{t+k}^*)^2} \text{var } \gamma + 2\gamma \overline{(y_{t+k}^e - y_{t+k}^*)} \text{cov}_{11}^{\gamma y} + 2\bar{\gamma} \text{cov}_{12}^{\gamma y} + 2(y_{t+k}^e - y_{t+k}^*) \text{cov}_{21}^{\gamma y} + \\
& + \text{var}[\Delta\gamma\Delta(y_{t+k}^e - y_{t+k}^*)] + 2 \text{cov}[\beta(\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{TARGET})][\gamma(y_{t+k}^e - y_{t+k}^*)]
\end{aligned} \tag{7}$$

kde  $\bar{\beta}$ , resp.  $\bar{\gamma}$  je střední hodnota parametru  $\beta$ , resp.  $\gamma$ , výraz  $\overline{(\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{TARGET})}$ , resp.  $\overline{(y_{t+k}^e - y_{t+k}^*)}$  představuje střední hodnotu odchylky očekávané inflace od inflačního cíle, resp. očekávaného *output gapu*,  $\text{cov}_{ij}^{\beta\pi}$  vyjadřuje  $\text{cov}[(\Delta\beta)^i, (\Delta(\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{TARGET}))^j]$ ,  $\text{cov}_{ij}^{\gamma y}$  představuje  $\text{cov}[(\Delta\gamma)^i, (\Delta(y_{t+k}^e - y_{t+k}^*))^j]$ , symbol  $\Delta$  vyjadřuje odchylku příslušné veličiny od své střední hodnoty (tj. např.  $\Delta\beta = \beta - \bar{\beta}$ ).

Variabilita optimální hlavní úrokové sazby je v první řadě ovlivněna předpokládáním dynamikou odchylky očekávané inflace od inflačního cíle a vývojem očekávaného *output gapu*, jež představují aplikaci aktuální predikce inflačních faktorů v podobě inflační prognózy na model ekonomické struktury. Nestabilita optimální hlavní úrokové sazby je také významně ovlivněna tím, v jaké fázi inflačního či ekonomického cyklu se právě ekonomika nachází. V případě, kdy je v rámci horizontu efektivní transmise průměrná odchylka očekávané inflace od inflačního cíle či velikost očekávaného *output gapu* nenulová, zvýšená dynamika změn optimální hlavní úrokové sazby indikuje potřebu trendové změny hlavní úrokové sazby centrální banky. Tento faktor je intenzivně vnímán zejména v případě tranzitivních ekonomik v souvislosti s jejich dezinflační politikou snižující dlouhodobou míru inflace na úroveň odpovídající cenové dynamice vyspělých zemí.

Vedle dynamiky ekonomických fundamentů reflektuje variabilita optimální hlavní úrokové sazby intenzitu a stabilitu preferencí centrální banky vůči inflačnímu a/nebo ekonomickému cyklu a úrokovou elasticitu inflace a ekonomického růstu vyplývající ze strukturálních charakteristik ekonomiky. Průměrná hodnota parametrů  $\beta$  a  $\gamma$  tak ukazuje na objektivní i subjektivní příčiny odlišné citlivosti centrálních bank vůči ekonomické nerovnováze. Z hlediska preferencí centrální banky se v principu jedná o volbu mezi politikou striktního inflačního cílování či strategií, v jejímž rámci je otevřen prostor pro aktivní stabilizaci výstupu. Z pohledu strukturálních charakteristik ekonomiky se jedná o reakci na existující citlivost dynamiky agregátní poptávky a nabídky na opatření centrální banky. V této souvislosti lze obecně předpokládat, že vzhledem k omezené intenzitě přenosu důsledků spojených s ustanovováním vnější rovnováhy do vnitřní rovnováhy (a naopak) mohou velké a relativně uzavřené ekonomiky vykazovat nižší úrokovou elasticitu inflace a ekonomického růstu a budou tak k dosažení měnových cílů vyžadovat vyšší variabilitu hlavní měnové úrokové sazby. V případě malých otevřených ekonomik je naopak možné očekávat vyšší stabilitu

hlavní úrokové sazby v důsledku předpokládaných efektů negativní korelace míry reálné měnové restrikce a dynamiky měnového kurzu na rychlost efektivní transmise měnových opatření. Na druhé straně přítomnost variability obou parametrů v rovnici (7) poukazuje na skutečnost, že dynamika optimální hlavní úrokové sazby je ovlivněna také tím, nakolik je politika centrální banky konzistentní ve svých záměrech a do jaké míry je struktura ekonomiky nestabilní. Variabilita optimální hlavní úrokové sazby se tak může měnit např. v závislosti na tom, do jaké míry asynchronní inflační a ekonomický cyklus mezi domácí a zahraničními ekonomikami ovlivňuje úrokovou elasticitu inflace a ekonomického růstu prostřednictvím měnících se tlaků na apreciaci domácí měny.

Vliv kovariancí  $\text{cov}_{ij}^{\beta\pi}$  a  $\text{cov}_{ij}^{\gamma y}$  naznačuje, že variabilita parametrů  $\beta$  a  $\gamma$  a tím i nestabilita optimální úrokové sazby centrální banky může být ovlivněna procyklickým charakterem intenzity měnové restrikce (tj.  $\text{cov}_{ij}^{\beta\pi} > 0$  a  $\text{cov}_{ij}^{\gamma y} > 0$ ). Nestabilita optimální hlavní úrokové sazby vychází také z toho, do jaké míry jsou inflační cyklus, ekonomický cyklus a míra měnové restrikce synchronizovány a do jaké míry tak dochází ke kumulaci rizik pro dosažení ekonomické rovnováhy doprovázené agresivní reakcí centrální banky (tj. zda je  $\text{cov}\{\beta(\pi_{t+k}^e - \pi_{t+k}^{\text{TARGET}}), [\gamma(y_{t+k}^e - y_{t+k}^*)]\} > 0$ ). Lze tak předpokládat, že volatilita optimální hlavní úrokové sazby citlivě reflektuje, zda jsou zdrojem inflačního cyklu primárně poptávkové faktory, jež předpokládají pozitivní kovarianci ekonomického cyklu i míry restrikce měnové politiky, či zda do popředí vystupují nabídkové zdroje inflace, u nichž lze očekávat negativní kovarianci inflačního a ekonomického cyklu a nižší stupeň měnové restrikce. V případě tranzitivních ekonomik se ukazuje, že dlouhodobá aprece domáci měny může oslabovat inflační projevy vysokého ekonomického růstu spojeného s intenzivní dynamikou soukromé spotřeby, investic i čistého exportu a efektivně omezovat potřebu změn hlavní úrokové sazby.

Na druhé straně hodnocení očekávané dynamiky cílovaných veličin je ovlivněno tím, jaké vlastnosti centrální banka přisuzuje modelu ekonomické struktury a do jaké míry je přesvědčena o kvalitě dat vstupujících do modelu a popisujících aktuální situaci v ekonomice. Klíčový problém spočívá v tom, zda je možné považovat výstupy z VAR modelu za podklady, které z hlediska centrální banky odpovídají situaci, kdy se centrální banka rozhoduje v prostředí jistoty (tj. kdy model je chápán jako spolehlivý odraz reality, ekonomická struktura je známa a je neměnná, existují pouze aditivní sériově nekorelované náhodné šoky, údaje o aktuální inflaci a *output gapu* jsou v průměru správné atd.), či naopak zda je nutné na hodnoty očekávané dynamiky inflace a ekonomického růstu nahlížet primárně v kontextu nejistoty, to znamená, že základní výstupy inflační prognózy jsou spojeny s neznámými a potenciálně nestabilními hodnotami strukturálních parametrů, sériovou korelací chyb odhadu míry inflace a *output gapu* (Sack, 1998, Orphanides, 1998).

Přístupy zdůrazňující existenci parametrické nejistoty vycházejí z předpokladu, že centrální banka nezná správnou podobu modelu transmisního mechanismu měnové politiky, to znamená, že nemá dokonalé informace o tom, prostřednictvím kterých veličin měnová opatření centrální banky působí, jak dlouhé je zpoždění mezi změnami

hlavní úrokové sazby a přizpůsobením inflace a/nebo ekonomického růstu, jaká je skutečná velikost strukturálních parametrů a do jaké míry jsou stabilní. Sack (1998a) ukazuje, že v případě, kdy je optimální velikost hlavní úrokové sazby odvozována pouze z bodových odhadů parametrů bez přihlédnutí k jejich variabilitě, jsou modelově optimální agresivní změny hlavní úrokové sazby. Zakomponování parametrické nejistoty do rozhodování o nastavení hlavní úrokové sazby vede k tomu, že optimální politika centrální banky směřuje k přiblížení se k cílovaným hodnotám inflace a ekonomického růstu při současném omezení variability cílovaných veličin a tím i variability hlavní úrokové sazby. Schopnost efektivní stabilizace inflace a ekonomického růstu vychází poté z toho, že ekonomické subjekty reflektují nikoli momentální omezenou volatilitu vyhlášené hlavní úrokové sazby, ale pracují s očekávanou dynamikou hlavní úrokové sazby v delším horizontu, což může mít významné makroekonomické efekty i navzdory tomu, že změny vyhlášené hlavní úrokové sazby budou realizovány postupně a v malých krocích (Amato a Laubach, 1999).

Podle Sacka (2002) a Wielanda (1999) gradualistická politika umožňuje centrální bance postupné získávání nových informací (učení) o skutečné podobě strukturálních vztahů v ekonomice a povaze exogenních šoků a umožňuje jí tak revidovat nastavení hlavní úrokové sazby podle předpokládané efektivnosti transmise měnových opatření. Na druhé straně tento proces může trpět značnou setrvačností a nízká variabilita vyhlášené hlavní úrokové sazby tak nemusí být v delším období adekvátní vzhledem k existujícím inflačním impulzům v ekonomice. Optimální proces učení tedy za některých okolností vyžaduje agresivnější změny hlavní úrokové sazby, kdy centrální banka vyvolává přizpůsobovací procesy v ekonomice, prostřednictvím kterých odhaluje skutečné hodnoty strukturálních parametrů a tím omezuje rozsah parametrické nejistoty. Tento přístup má však určité rysy experimentu, který není za normální situace pro centrální banky typický, a může vést k nezamýšlenému zvýšení nestability inflace a ekonomického růstu. Lze tedy předpokládat, že výrazné zvýšení variability hlavní úrokové sazby omezující parametrickou nejistotu je možné použít především za situace, kdy klesá pravděpodobnost přestřelení (podstřelení) inflačního cíle, tj. v kontextu dezinflační (antideflační) politiky centrální banky.

Caplin a Leahy (1996) v této souvislosti upozorňují, že v případě recese vyžaduje optimální reakce měnové politiky agresivnější přizpůsobení hlavní úrokové sazby, a to i navzdory existující parametrické nejistotě. Jedná se o to, že malé a postupné změny hlavní úrokové sazby nemusí dostatečně iniciovat změny chování ekonomických subjektů a stimulovat ekonomický růst. Podobně lze očekávat, že vysoká setrvačnost hlavní úrokové sazby může postrádat potřebnou míru restrikce v kontextu dlouhodobě vysoké inflace a stabilních inflačních očekávání. Za těchto okolností vede opatrnost centrální banky k prodloužení doby, kdy se ekonomika dostane do fáze, kdy začnou být patrné známky dezinflace. Zvýšená variabilita hlavní úrokové sazby v podobě jejího agresivního trendového růstu či poklesu tak umožňuje překonat období stagnace či zvýšené inflace bez negativních dopadů v podobě růstu nestability cílovaných proměnných.



### 3. Predikce variability úrokových sazeb na peněžním trhu v kontextu měnové politiky

Z pohledu dynamiky úrokových sazeb na peněžním trhu lze vycházet z toho, že vyhlášená úroveň hlavní úrokové sazby hraje v rámci denního řízení likvidity bankovního systému úlohu průměrné či mezní ceny dodávané (stahované) likvidity. Pro naplnění měnových záměrů centrální banky je přitom nutné, aby efektivní úroková sazba z operací na volném trhu ( $IR_{CB,t}^{EFEKT}$ ) byla v průměru co nejbližší vyhlášené hlavní úrokové sazbě:

$$IR_{CB,t}^{EFEKT} = IR_{CB,t}^{TARGET} + z_t \quad (8)$$

kde  $z_t$  vyjadřuje (potenciálně autokorelovaný) náhodný šok s průměrnou hodnotou blízkou nule vychylující efektivní úrokovou sazbu pro daný den od vyhlášené úrovně hlavní úrokové sazby v důsledku odchylky mezi poptávkou bank po likviditě (nabídkou přebytečné likvidity) a nabídkou likvidity (poptávkou po přebytečné likviditě) ze strany centrální banky.

Lze předpokládat, že efektivní cena dodávané (stahované) likvidity je klíčovým faktorem aktuální úrovně *overnight* úrokových sazeb ( $IR_t^{O/N}$ ) na peněžním trhu:

$$IR_t^{O/N} = IR_{CB,t}^{EFEKT} + q_t \quad (9)$$

kde  $q_t$  zahrnuje kumulovaný vliv dalších náhodných faktorů (očekávané změny vyhlášené hlavní úrokové sazby, realizace neočekávaných šoků v oblasti autonomní nabídky likvidity v podobě rozsáhlých plateb ve prospěch/na vrub státního rozpočtu, vliv kalendářních efektů).

Aktuální úroveň  $n$ -denní úrokové sazby ( $IR_t^n$ ) na peněžním trhu lze v takovém případě chápat jako součet očekávané průměrné úrovně O/N sazeb v období  $t$  až  $t+j$  ( $IR_t^{O/N,e}$ ,  $IR_{t+1}^{O/N,e}$ , ...,  $IR_{t+j}^{O/N,e}$ ) a termínové prémie ( $\rho_t^n$ ). Očekávaná trajektorie O/N úrokových sazeb přitom získává substitucí výrazu (8) a (9) jednoznačnou vazbu na očekávaná měnová rozhodnutí centrální banky (ke konstrukci výnosové křivky viz Málek, Radová, Štěrbá, 2007):

$$IR_t^n = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} IR_{t+j}^{O/N,e} + \rho_t^n = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j}^{TARGET,e} + \bar{q} + \bar{z} + \rho_t^n. \quad (10)$$

kde  $\bar{q}$  a  $\bar{z}$  jsou střední hodnoty náhodných šoků z rovnice (8) a (9). Variabilitu úrokových sazeb na peněžním trhu lze tedy vyjádřit jako:

$$\text{var } IR_t^n = \frac{1}{n^2} \text{var} \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j}^{TARGET,e} + \text{var } \rho_t^n + \frac{2}{n} \text{cov} \left( \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j}^{TARGET,e}, \rho_t^n \right). \quad (11)$$

když hlavním faktorem nestability úrokových sazeb na peněžním trhu je vedle variability očekávané vyhlášené hlavní úrokové sazby variabilita termínové prémie

a předpokládána pozitivní kovariance mezi očekávanou úrovní vyhlášené hlavní úrokové sazby a velikostí termínové prémie vyplývající z pozitivní korelace mezi velikostí očekávané inflace a termínové prémie.

Variabilitu úrokových sazeb na peněžním trhu lze proto ve vazbě na výše definovaný mechanismus měnové politiky centrální banky chápat jako značně komplexní problém:

$$\begin{aligned} \text{var } IR_t^n = \frac{1}{n^2} & \left[ (1-\rho)^2 \text{var} \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j}^{OPTIM,e} + \rho^2 \text{var} \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j-1}^{TARGET,e} + \text{var} \sum_{j=0}^{n-1} w_{t+j}^e + \right. \\ & + 2(1-\rho)\rho \text{cov} \left( \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j}^{OPTIM,e}, \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j-1}^{TARGET,e} \right) + 2(1-\rho) \text{cov} \left( \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j}^{OPTIM,e}, \sum_{j=0}^{n-1} w_{t+j}^e \right) + \\ & \left. + 2\rho \text{cov} \left( \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j-1}^{TARGET,e}, \sum_{j=0}^{n-1} w_{t+j}^e \right) \right] + \\ & + \text{var } \rho_t^n + \frac{2}{n} \text{cov} \left\{ \left[ (1-\rho) \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j}^{OPTIM,e} + \rho \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j-1}^{TARGET,e} + \sum_{j=0}^{n-1} w_{t+j}^e \right], \rho_t^n \right\} \end{aligned} \quad (12)$$

přičemž platí, že:

$$\begin{aligned} \text{var} \sum_{j=0}^{n-1} IR_{CB,t+j}^{OPTIM,e} = \text{var} \sum_{j=0}^{n-1} \beta_{t+j} (\pi_{t+k+j}^{e,t+j} - \pi_{t+k+j}^{TARGET,e}) + \text{var} \sum_{j=0}^{n-1} \gamma_{t+j} (y_{t+k+j}^{e,t+j} - y_{t+k+j}^*) + \\ + 2 \text{cov} \left( \sum_{j=0}^{n-1} \beta_{t+j} (\pi_{t+k+j}^{e,t+j} - \pi_{t+k+j}^{TARGET,e}), \sum_{j=0}^{n-1} \gamma_{t+j} (y_{t+k+j}^{e,t+j} - y_{t+k+j}^*) \right) \end{aligned} \quad (13)$$

Vliv měnové politiky na variabilitu úrokových sazeb vychází ze subjektivních očekávání účastníků finančního trhu o předpokládaných budoucích opatřeních centrální banky vyplývajících souběžně z dynamiky ekonomických fundamentů, změn preferencí centrální banky vůči inflačnímu a hospodářskému cyklu a nestabilitě ekonomické struktury. Variabilita úrokových sazeb je tak výsledkem střetu mezi oficiální inflační prognózou centrální banky a obdobnou prognózou finančního trhu a je ovlivněna míněním finančního trhu o předvídatelnosti chování centrální banky, které vyplývá z hodnocení kredibility centrální banky a konzistentnosti minulých měnových opatření. Vedle toho finanční trh prostřednictvím variability úrokových sazeb citlivě reflektuje potřebu trendových změn inflace a/nebo ekonomického růstu, kumulaci proinflačních či antiinflačních faktorů či naopak protichůdné pohyby inflace a ekonomického růstu. Prostřednictvím variability termínové prémie současně finanční trh vyjadřuje nejistotu o dosažení rovnováhy v ekonomice a potřebné míře agresivity budoucích měnových opatření centrální banky.

Lze předpokládat, že variabilita úrokových sazeb na peněžním trhu se mění s jejich dobou do splatnosti. Za normálních okolností je zřejmě variabilita úrokových sazeb na krátkém konci výnosové křivky relativně nízká a stabilní, přičemž odpovídá variabilitě aktuální hlavní úrokové sazby. Variabilita na dlouhém konci výnosové křivky je nejspíše větší a v čase méně stabilní s tím, jak očekávání finančního trhu divergují od aktuální politiky změn hlavní úrokové sazby. Vzhledem k tomu, že s rostoucí splatností úrokových sazeb zasahuje období očekávané dynamiky inflace a ekonomického růstu do horizontu efektivní transmise měnové politiky, může

variabilita úrokových sazeb na dlouhém konci výnosové křivky reflektovat předpokládané makroekonomické efekty měnové politiky, čímž je možné (za předpokladu vysoké kredibility centrální banky) dosáhnout nízké variability delších úrokových sazeb i za situace dočasně zvýšené nestability úrokových sazeb s velmi krátkou splatností. Vzhledem k tomu, že variabilitu úrokových sazeb v rovnicích (12) a (13) ovlivňuje variabilita průměrných očekávaných hodnot jednotlivých faktorů za sledované období, lze předpokládat, že šoky ovlivňující variabilitu úrokových sazeb budou mít dlouhodobý charakter.

Z hlediska predikce variability úrokových sazeb na peněžním trhu se má za to, že nejlepší kontinuálně veřejně dostupnou informací o očekáváních investorů o budoucí nestabilitě úrokových sazeb skrývají ceny úrokových opcí. Lze vycházet z toho, že za předpokladu stochastické variability je cena evropské kupní opce ( $C_t^T$ ) se splatností v čase  $T$  (není-li riziko volatility součástí ceny opce a volatilita není korelována s úrovní úrokových sazeb) chápána jako očekávaná cena opce dle Black-Scholesova modelu ( $C_t^{BS}$ ) pro střední hodnotu rizikově neutrální variability úrokových sazeb ( $E_{t,T} \text{ var } IR_t^n$ ) (viz Hall a White, 1987):

$$C_t^T = \int_t^T C^{BS}(E_{t,T} \text{ var } IR_t^n) h(E_{t,T} \text{ var } IR_t^n | \text{ var } E_{t,T} \text{ var } IR_t^n) dE_{t,T} \text{ var } IR_t^n = \\ = E_{t,T} [C^{BS}(E_{t,T} \text{ var } IR_t^n) | \text{ var } IR_t^n] \quad (14)$$

kde  $E_{t,T} \text{ var } IR_t^n = \frac{1}{T-t} \int_t^T \text{ var } IR_t^n dt$ . V takovém případě (viz Bates, 1996) implikovaná variabilita *at-the-money* úrokové opce ( $\text{var}_{t,T}^{IMPL} IR_t^n$ ) vyplývající z rovnice (14) pro  $C_t^T$  podhodnocuje očekávanou hodnotu rizikově neutrální variability úrokových sazeb v závislosti na nestabilitě očekávané variability úrokových sazeb:

$$\text{var}_{t,T}^{IMPL} IR_t^n = \left[ 1 - \frac{1}{8} \frac{\text{ var } E_{t,T} \text{ var } IR_t^n}{(E_{t,T} \text{ var } IR_t^n)^2} \right] E_{t,T} \text{ var } IR_t^n \quad (15)$$

#### 4. Ekonometrický model variability úrokových sazeb a predikce budoucí realizované variability úrokových sazeb na bázi implikované variability

K analýze variability úrokových sazeb je využit GARCH (p,q) model, který chápe aktuální variabilitu přirozených logaritmů relativních změn úrokových sazeb (dále jen relativních změn) se splatností  $n$  dní či měsíců jako podmíněnou minulými náhodnými šoky  $\varepsilon_{t-i}$  a zpožděnou variabilitou těchto šoků:

$$\psi_s(B) \ln \frac{IR_t^n}{IR_{t-1}^n} = \varepsilon_{1,t}^n \quad (16a)$$

$$\psi_s(B) \ln \frac{IR_t^n}{IR_{t-1}^n} - \psi^{REPO} \ln \frac{IR_{CB,t}^{TARGET}}{IR_{CB,t-1}^{TARGET}} = \varepsilon_{2,t}^n \quad (16b)$$

$$\psi_s(B) \ln \frac{IR_t^n}{IR_{t-1}^n} - \psi^{REPO} \ln \frac{IR_{CB,t}^{TARGET}}{IR_{CB,t-1}^{TARGET}} - \psi_1^D D_1 + \psi_2^D D_2 = \varepsilon_{3,t}^n \quad (16c)$$

kde  $\psi_s(B) = (1 - \psi B - \dots - \psi_s B^s)$ ,  $\psi_s$  jsou parametry autoregresního procesu  $s$ -tého řádu,  $B^s$  je operátor zpětného posunutí,  $s$  ( $s = 1, \dots, S$ ) vyjadřuje rozsah zpětného posunutí,  $\psi^{REPO}$  je parametr vyjadřující citlivost změn úrokových sazeb na změny hlavní úrokové sazby,  $D_1$  a  $D_2$  představují dummy proměnné, které nabývají hodnoty 1 pro dny, ve kterých centrální banka rozhoduje o nastavení hlavní úrokové sazby, její konečné rozhodnutí je však ponechat hlavní úrokovou sazbu na stávající úrovni, přičemž finanční trh očekává růst ( $D_1$ ) či pokles ( $D_2$ ) měnové úrokové sazby,  $\psi_1^D$  a  $\psi_2^D$  vyjadřují citlivost úrokových sazeb na tuto spekulaci,  $\varepsilon_{1,t}^n$ ,  $\varepsilon_{2,t}^n$  a  $\varepsilon_{3,t}^n$  reprezentují náhodné šoky mající normální pravděpodobnostní rozdělení s nulovou střední hodnotou a rozptylem  $h_t^n$ . Variabilitu náhodných šoků je přitom v rámci GARCH (p,q) modelu možné vyjádřit jako:

$$h_t^n = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i^n (\varepsilon_{t-i}^n)^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i^n h_{t-i}^n + \zeta_t^n \quad (17)$$

kde  $\alpha_0$  je absolutní člen,  $\alpha_i^n$  ( $\alpha_i^n \geq 0$ ) představují parametry citlivosti variability úrokových sazeb na zpožděné náhodné šoky,  $\beta_i^n$  ( $\beta_i^n \geq 0$ ) jsou parametry intenzity autokorelace variability náhodných šoků,  $\zeta_t^n$  je náhodná chyba odhadu s nulovou střední hodnotou a konstantní variabilitou.

Predikční schopnosti implikované (kótované) variability ověříme pomocí jednoduchého regresního modelu, v rámci kterého testujeme hypotézu, že aktuální implikovaná (kótovaná) variabilita se splatností v  $T$  představuje nevychýlený odhad budoucí analizované realizované variability úrokových sazeb ( $\text{var}_{t,T}^{REAL} IR_t^n$ ) mezi časovými okamžiky  $t$  a  $T$ :

$$\text{var}_{t,T}^{REAL} IR_t^n = \lambda_0^n + \lambda_1^n \text{var}_{t,T}^{IMPL} IR_t^n + \omega_t^n \quad (18)$$

$$\text{kde } \text{var}_{t,T}^{REAL} IR_t^n = \left( \frac{260}{T-t-1} \right) \sum_{i=t}^T \left( \ln \frac{IR_i^n}{IR_{i-1}^n} - \overline{\ln \frac{IR_i^n}{IR_{i-1}^n}} \right)^2$$

(viz např. Szakmary, Ors, Kim, Davidson, 2003),  $\lambda_0^n$  je absolutní člen,  $\lambda_1^n$  představuje parametr vyjadřující úspěšnost predikce budoucí variability úrokových sazeb v podobě průměrné odchylky realizované variability od implikované (kótované) variability a  $\omega_t^n$  je náhodná chyba odhadu s nulovou střední hodnotou a konstantní vari-

abilitou. V rámci empirické analýzy bude prostřednictvím odhadu parametrů  $\alpha_i^n$  a  $\beta_i^n$  ověřena stabilita a stacionarita variability úrokových sazeb na peněžním trhu (tj.

absolutní velikost  $\sum_{i=1}^q \alpha_i^n + \sum_{i=1}^p \beta_i^n$  a podmínka, že tento součet je menší než jedna).

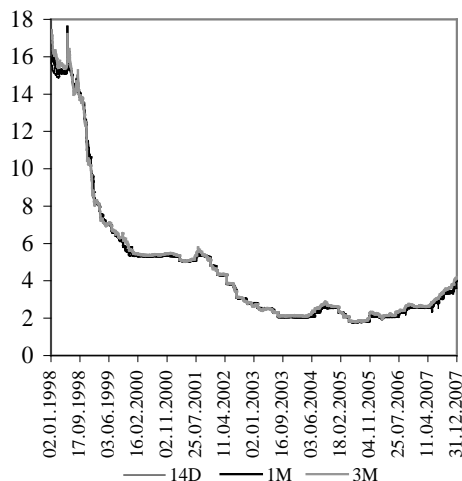
Prozkoumán bude také rozsah zpoždění  $p$  a  $q$  v rámci modelu GARCH. Prostřednictvím odhadu parametru  $\lambda_0^n$  a  $\lambda_1^n$  prověříme hypotézu implikované variability jako nevychýleného odhadu budoucí realizované variability (tj. že  $\lambda_0^n = 0$  a  $\lambda_1^n = 1$ ).

## 5. Analýza variability úrokových sazeb PRIBOR a predikce budoucí variability úrokových sazeb pomocí kótované variability korunových cap/floor

Analýza variability úrokových sazeb je provedena na referenčních úrokových sazbách českého mezibankovního trhu (PRIBOR) se splatností 14D, 1M, 3M, 6M, 9M a 12M. Data o kótované variabilitě úrokových derivátů vycházejí z kotací anualizované volatility pro roční a dvouleté cap/floor na českou korunu poskytované agenturou Reuters, jejichž kontributorem je společnost Kepler Equities Suisse. Pro účely empirické analýzy jsou data o kótované volatilitě transformována do podoby anualizované variability. Variabilita úrokových sazeb PRIBOR je testována na denních datech za období 1998–2007 (2521 pozorování). Predikční schopnosti kótované variability jsou testovány na užším vzorku denních dat za období 09/2000–2007 (1864 pozorování). Výpočty jsou prováděny pomocí programu PcGive.

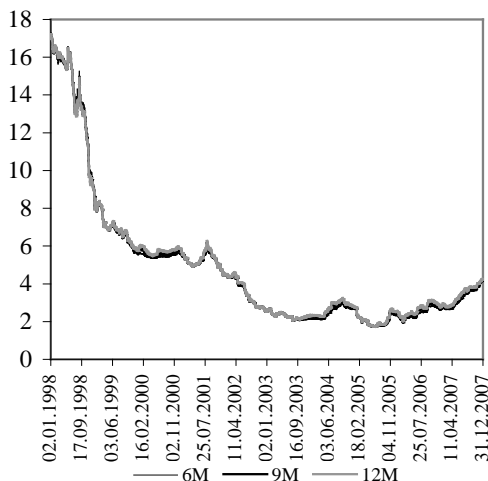
Graf 1

**Vývoj úrokových sazeb PRIBOR (vybrané splatnosti)**



Graf 2

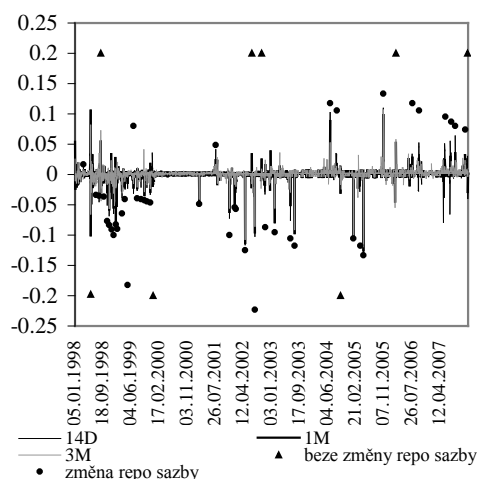
**Vývoj úrokových sazeb PRIBOR (vybrané splatnosti)**



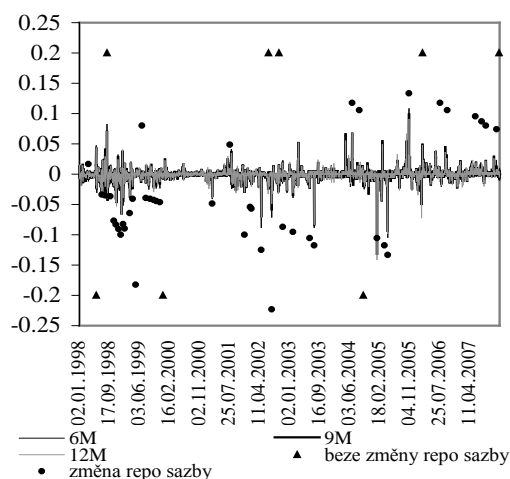
V rámci sledovaného období dochází k poklesu úrokových sazeb PRIBOR všech splatností (graf 1 a 2) především v důsledku rychlé dezinflace po zavedení inflačního

cílování ČNB vč. bezprostředního prudkého zpomalení ekonomického růstu, které byly následovány úspěšnou stabilizací inflace na úroveň srovnatelnou s nízkou-flačními ekonomikami při současném obnovení rychlé dynamiky ekonomického růstu. V závěru sledovaného období dochází ke zvyšování úrokových sazeb v souvislosti s postupným růstem cenové dynamiky v domácí ekonomice. ADF testy časových řad úrokových sazeb PRIBOR (viz Brůna 2007) ukazují, že úrokové sazby PRIBOR jsou integrovány stupně jedna a že je možné je úspěšně stacionarizovat za pomoci prvních diferencí. Pro účely této analýzy je provedena obdobná transformace časových řad úrokových sazeb PRIBOR prostřednictvím přirozených logaritmů relativních změn úrokových sazeb (dále v textu uváděno již jen jako relativní změny úrokových sazeb), (viz graf 3 a 4).

Graf 3  
Relativní změny úrokových sazeb PRIBOR  
(vybrané splatnosti)



Graf 4  
Relativní změny úrokových sazeb PRIBOR  
(vybrané splatnosti)



Tabulka 1

Základní statistické charakteristiky relativních změn úrokových sazeb PRIBOR

Splatnost	Průměr	Rozptyl	Šikmost	Špičatost	Minimum	Maximum
14D	-0,000587	0,0000914	-2,994	65,134	-0,127	0,109
1M	-0,000568	0,0000801	-3,519	76,757	-0,127	0,105
3M	-0,000563	0,0000727	-3,073	65,614	-0,121	0,105
6M	-0,000560	0,0000793	-1,652	47,100	-0,121	0,108
9M	-0,000555	0,0000797	-1,407	42,990	-0,131	0,099
12M	-0,000551	0,0000851	-1,886	42,980	-0,141	0,090

Základní statistické vlastnosti dynamiky úrokových sazeb (viz tabulka 1) ukazují na mírně zápornou hodnotu průměru relativních změn úrokových sazeb PRIBOR všech

splatností, jež souvisí s trendovým poklesem úrokových sazeb PRIBOR. Z hlediska variability lze poukázat na vysokou nestabilitu relativních změn úrokové sazby 14D PRIBOR. Nejnížší variabilitu vykazují relativní změny úrokové sazby 3M PRIBOR, přičemž s dále rostoucí splatností roste variabilita relativních změn úrokových sazeb PRIBOR. Rozdělení relativních změn úrokových sazeb PRIBOR všech splatností je negativně skloněné. Kromě toho je rozdělení leptokurtické, což potvrzuje tradiční vlastnosti ekonomických časových řad v podobě vyšší než normální četnosti velmi malých změn úrokových sazeb PRIBOR a souběžně vyšší než normální četnosti jejich extrémních výkyvů.

Výsledky odhadu modelu (16a) ukazují na nestacionaritu variability reziduí relativních změn úrokových sazeb 14D a 1M PRIBOR a naopak stacionaritu variability relativních změn úrokových sazeb PRIBOR s delší splatností (viz součet parametrů  $\alpha_1$  a  $\beta_1$  z tabulky 2). Nestacionarita variability úrokových sazeb PRIBOR s ultrakrátkou splatností je zřejmě důsledkem skokových výkyvů jejich variability, jež vycházejí z toho, že ČNB používá pro řízení měnové politiky cílování repo sazby se čtrnáctidenní splatností, přičemž ke změnám hlavní úrokové sazby ČNB přistupuje jako v případech ostatních centrálních bank s relativně malou frekvencí. Extrémní nestabilita variability relativních změn úrokové sazby 14D PRIBOR je spolu s její vysokou variabilitou důsledkem kontrastu mezi efektivní stabilizací úrokové sazby 14D PRIBOR do těsné blízkosti repo sazby za situace očekávané stability repo sazby a naopak skokovým přizpůsobením úrokové sazby 14D a v menší míře i 1M PRIBOR v případě působení faktorů vedoucích ke změně cílované úrovně repo sazby.

Tabulka 2

Výsledky odhadu GARCH (1,1) modelu z rovnice (16a)

Splatnost	Úrovňový model	$\alpha_0$ (směr. chyba)	$\alpha_1$ (směr. chyba)	$\beta_1$ (směr. chyba)
14D	AR1	0,0000266** (0,0000120)	6,311* (1,342)	2,392.10-10 (1,342)
1M	AR1	0,0000418* (0,0000135)	1,165* (0,451)	0,107 (0,076)
3M	AR3	0,0000434* (0,0000152)	0,367** (0,171)	0,181 (0,159)
6M	AR2	0,0000279* (0,0000114)	0,212* (0,081)	0,485* (0,102)
9M	AR3	0,0000279** (0,0000142)	0,175* (0,068)	0,498* (0,114)
12M	AR3	0,0000260** (0,0000130)	0,102*** (0,054)	0,591* (0,144)

\*, \*\*, \*\*\* parametry statisticky významné na 1%, 5%, 10% hladině významnosti; směrodatná chyba odpovídá robustním směrodatným chybám dle Sandwichovy rovnice.

Úspěšnost stabilizace úrokové sazby 14D a zprostředkovaně i 1M PRIBOR je dána denní frekvencí repo operací ČNB (od května 2006 probíhají repo operace třikrát týdně).

ně), které efektivně omezují variabilitu úrokové sazby O/N PRIBOR. Kromě toho významně působí skutečnost, že ČNB stahuje veškerý objem přebytečné likvidity bankovního sektoru, přičemž v případě dodatečné poptávky po likviditě v rámci obchodního dne nabízí poskytnutí intradenního úvěru (Brůna, 2005). Nestacionarita variability může souviset i s tím, že i všeobecně očekávané změny repo sazby vyvolávají pouze omezenou reakci úrokových sazeb 14D a 1M PRIBOR před vlastním vyhlášením změny cílované úrovně repo sazby, přičemž významná část přizpůsobení těchto sazeb nastává až v okamžiku vyhlášení nové úrovně repo sazby (Brada a Brůna, 2004). Ve sledovaném období navíc dochází ke značnému střídání aktivity ČNB při změnách repo sazby (viz načasování změn repo sazby v grafu 3 a 4).

Oproti ultrakrátkým úrokovým sazbám PRIBOR je variabilita úrokových sazeb 3M, 6M, 9M a 12M PRIBOR nejenom absolutně nižší, ale také stabilnější. Časová řada relativních změn těchto úrokových sazeb se stává vyhlazenější s tím, jak s jejich prodlužující se splatností roste velikost parametru  $\beta_1$  a zároveň klesá velikost parametru  $\alpha_1$ . S rostoucí splatností sice roste variabilita relativních změn úrokových sazeb PRIBOR, současně ale klesá jejich špičatost a omezují se tak jejich extrémní výkyvy. Stabilnější variabilita je výsledkem skutečnosti, že úrokové sazby 3M, 6M, 9M a 12M PRIBOR mají jen omezenou souvislost s denním řízením likvidity bankovního systému, čímž se významně snižuje jejich citlivost na aktuální změny repo sazby.

S rostoucí splatností úrokových sazeb PRIBOR se na druhé straně zvyšuje váha faktorů, které jsou spojovány s nejistotou o budoucích determinantech ultrakrátkých úrokových sazeb a které se mohou výrazně projevit v podobě postupně se zvyšující variability s ohledem na nízký objem obchodů v dlouhém segmentu mezibankovního trhu. Na počátku sledovaného období se jedná především o spekulace o rychlosti dezinflačního procesu, nejistota o rychlosti uvolnění měnové restrikce ČNB a o dopadech restriktivní politiky na dynamiku ekonomického růstu. V kontextu trendové změny inflace a ekonomického růstu zde působí nejistota o nastavení optimální úrovně repo sazby a její projekci do vyhlášené repo sazby v souvislosti s vysokou rezistencí ČNB vůči klesajícímu ekonomickému růstu. V dalších letech se projevuje tendence finančního trhu nadhodnocovat očekávanou inflaci, což v konfrontaci se skutečným inflačním vývojem vede k pravidelné korekci úrokových sazeb PRIBOR s delší splatností. Dochází tak k fundamentální odchylce mezi očekávaným výší repo sazby z pohledu finančního trhu a skutečným rozhodnutím ČNB o nastavení cílované repo sazby. Finanční trh čelí stále intenzivněji nejistotě o budoucí dynamice repo sazby a budoucích cenových i reálných efektech měnové politiky ČNB v kontextu měnící se rychlosti apreciacie koruny. Ukazuje se také nejistota o strukturálních charakteristikách ekonomiky vč. dynamiky potenciálu vykazující vysokou cenovou stabilitu (meziroční míra inflace do 2 %) při skokovém zvýšení tempa ekonomického růstu (z růstu okolo 3 % na tempo růstu převyšující 6 %), zejména pak o úrokové elasticitě potenciálního výstupu, o vlivu technologických inovací souvisejících s vysokou investiční aktivitou na produkční schopnosti ekonomiky, o vazbách mezi apreciací koruny a dynamikou produktivity práce, o projevech přímých zahraničních investic na exportní výkonnost ekonomiky, o vlivu globální cenové stability na dynamiku domácí cenové hladiny apod.

Zvolený úrovnový model v podobě autoregresního procesu ukazuje na skutečnost, že tento není schopen pro úrokové sazby 14D a 1M PRIBOR generovat stacionární



variabilitu reziduí. Zdá se, že část variability reziduí je vysvětlitelná rozhodnutími ČNB o změny repo sazby (viz graf 3 a 4). Lze předpokládat, že úrovněvý model, který počítá s přizpůsobením repo sazby, by mohl vylepšit vlastnosti variability reziduí. Výsledky odhadu modelu (16b) ukazují, že změny úrokových sazeb PRIBOR jsou bez rozdílu splatností statisticky významně citlivé na aktuálních změnách repo sazby (tabulka 3). Parametr  $\psi^{\text{REPO}}$  je nejvyšší právě pro úrokové sazby 14D a 1M PRIBOR, s růstem splatnosti se potom relativně rychle snižuje. Ukazuje se, že zakomponování změny repo sazby do úrovněvého modelu snižuje rozsah nestability relativních změn úrokové sazby 14D PRIBOR, tato však stále zůstává nestacionární. Kromě toho však použití odlišného modelu zvyšuje nestabilitu úrokových sazeb 1M a 3M PRIBOR, přičemž také variabilita reziduí relativních změn úrokové sazby 3M PRIBOR se stává nestacionární. Pro úrokové sazby 14D, 1M a 3M PRIBOR se navíc mění charakter úrovněvého modelu, kdy parametry autoregresního procesu jsou statisticky nevýznamné.

Tabulka 3  
Výsledky odhadu GARCH (1,1) modelu (16b)

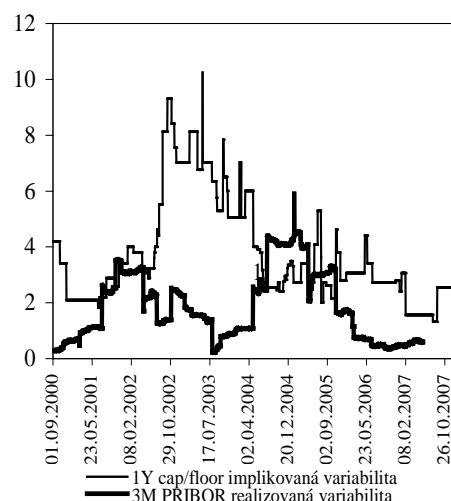
Splatnost	AR(S)	$\alpha_0$ (směr. chyba)	$\alpha_1$ (směr. chyba)	$\beta_1$ (směr. chyba)	$\psi^{\text{REPO}}$ (směr. chyba)
14D	AR(0)	0,0000032* (0,0000008)	3,773** (1,306)	0,139* (0,047)	0,817* (0,028)
1M	AR(0)	0,0000020* (0,0000001)	2,000* (0,702)	0,433* (0,054)	0,797* (0,041)
3M	AR(0)	0,0000250* (0,0000048)	1,409* (0,367)	0,007 (0,008)	0,442* (0,060)
6M	AR(3)	0,0000182** (0,0000054)	0,189* (0,060)	0,660* (0,110)	0,317* (0,060)
9M	AR(3)	0,0000113*** (0,0000062)	0,116* (0,038)	0,720* (0,106)	0,279* (0,059)
12M	AR(3)	0,0000129*** (0,0000069)	0,097* (0,038)	0,727* (0,106)	0,278* (0,061)

\*, \*\*, \*\*\* parametry statisticky významné na 1%, 5%, 10% hladině významnosti; směrodatná chyba odpovídá robustním směrodatným chybám dle Sandwichovy rovnice

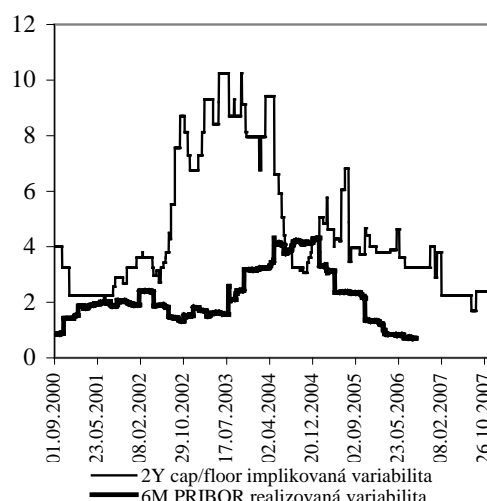
Zakomponováním změn repo sazby do úrovněvého modelu je v případě úrokové sazby 14D PRIBOR možné objasnit některé autoregresním modelem nevysvětlitelné skokové nárůsty reziduí. Experimenty s odhady úrovněvého modelu (16c), který předpokládá chybné spekulace finančního trhu na změnu repo sazby, ukazují, že tyto dummy proměnné jsou statisticky významné pro úrokové sazby 14D, 1M a 3M PRIBOR na 1% či 5% hladině významnosti, mají však jen omezené schopnosti eliminovat nestabilitu variability těchto úrokových sazeb. Zdá se, že existují další důležité faktory, které způsobují skokové změny variability reziduí prostřednictvím jednorázových kvantitativně významných odchylek dynamiky úrokových sazeb PRIBOR od úrovněvého modelu (16b) či (16c). Z logiky věci skokové změny variability úrokových sazeb 14D, 1M a 3M PRIBOR mohou vyplývat ze zveřejnění nové informace, jež významně mění očekávání o dynamice faktorů stojících za úrokovými sazbami

PRIBOR (tj. publikování dat o tempu růstu reálného HDP, inflaci, výsledku zahraničního obchodu, prezentace nové inflační prognózy ČNB atd).

**Graf 5**  
1Y cap/floor kótovaná variabilita a  
3M PRIBOR realizovaná variabilita (v %)



**Graf 6**  
2Y cap/floor kótovaná variabilita a  
6M PRIBOR realizovaná variabilita (v %)



Analýza kótované variability korunových cap/floor je omezena na instrumenty se splatností 1Y a 2Y, jež odpovídají horizontu efektivní transmise měnových opatření ČNB. 1Y, resp. 2Y cap/floor představuje sérii úrokových opcí, v rámci nichž je právo na nákup/prodej pevné úrokové sazby možné realizovat na počátku každého tříměsíčního, resp. šestiměsíčního období (kromě prvního) porovnáním s aktuální úrokovou sazbou 3M PRIBOR, resp. 6M PRIBOR. Kótovaná variabilita představuje aritmetický průměr kótované variability *bid* a *ask*. Realizovaná variabilita představuje anualizovanou variabilitu úrokové sazby 3M, resp. 6M PRIBOR vyjádřenou v procentech a vypočítanou pro první tři dílčí tříměsíční, resp. šestiměsíční období, pro které jsou kótovány variability 1Y, resp. 2Y cap/floor, jako průměr z kótovaných variabilit nákup a prodej.

Srovnání kótované a realizované variability ukazuje (viz graf 5 a 6), že ve sledovaném období kótovaná variabilita 1Y a 2Y korunových cap/floor ve většině případů nadhodnocuje velikost realizované variability úrokových sazeb 3M a 6M PRIBOR. Ačkoli je realizovaná variabilita úrokové sazby 3M PRIBOR za celé sledované období stabilnější než variabilita úrokové sazby 6M PRIBOR, v rámci kratšího období devíti měsíců je tato variabilita významně vyšší než variabilita úrokové sazby 6M PRIBOR v horizontu roku a půl. Na druhé straně se ukazuje, že kótované variability 1Y a 2Y cap/floor jsou relativně silně korelovány (korelační koeficient je roven 0,9). Odhad parametrů modelu (18) potvrzuje (viz tabulka 4), že predikční schopnosti kótované variability jsou bezvýznamné, hodnota parametrů  $\alpha_1$  pro 1Y i 2Y cap/floor je sice statisticky významně různá od nuly, z ekonomického hlediska však kótovaná

variabilita nepředstavuje spolehlivý předobraz budoucí realizované variability úrokových sazeb 3M a 6M PRIBOR. Hodnoty  $R^2$  ukazují na nulovou schopnost vysvětlit variabilitu realizované variability úrokových sazeb 3M a 6M PRIBOR a extrémně nízké hodnoty Durbin-Watsonovy statistiky potvrzují silnou autokorelaci reziduí. Tato vychází jak ze systematické chyby odhadu budoucí realizované variability, tak i ze skutečnosti, že kótované hodnoty variability jsou měněny s relativně malou frekvencí (řádově v několikátých denních intervalech).

Tabulka 4

**Výsledky odhadu predikčních schopností implikované variability z modelu (18)**

Splatnost cap/floor	Podkladové aktivum	$\lambda_0$ (směr. chyba)	$\lambda_1$ (směr. chyba)	$R^2$	DW
1Y	3M PRIBOR	2,064* (0,069)	-0,062* (0,016)	0,009	0,0109
2Y	6M PRIBOR	1,997* (0,058)	0,039* (0,011)	0,009	0,0045

\* parametry statisticky významné na 1 % hladině významnosti

Nulové predikční schopnosti kótované variability a tendence k nadhodnocení očekávané budoucí realizované variability úrokových sazeb 3M a 6M PRIBOR mohou vyplývat z fundamentálních chyb očekávání budoucí dynamiky domácí ekonomiky. Nejlépe je to patrné v období konce roku 2002 až do první poloviny roku 2004, kdy dochází k významné pozitivní odchylce mezi kótovanou a realizovanou variabilitou. Lze předpokládat, že růst kótované variability vyjadřuje reakci na prudký pokles meziroční míry inflace (k hladině 0 %) při původně vysokých inflačních očekávání finančního trhu (na úrovni 3-4 %), rychlou apreciaci koruny vůči euru na úroveň 30 EUR/CZK oproti očekáváním na úrovni 33-34 EUR/CZK (cca 10% zhodnocení koruny během několika měsíců), zpomalení ekonomického růstu (na cca 2 %) či dramatický pokles hlavní úrokové sazby ECB a FEDu v souvislosti s krizí americké i evropské ekonomiky. Vysoká kótovaná variabilita v sobě zobrazuje nejen předpokládané přizpůsobení repo sazby ČNB, vedle toho však představuje důkaz o nárůstu nejistoty o budoucí dynamice inflace a ekonomického růstu. Kromě toho může být kótovaná variabilita ovlivněna existencí premie za stochastickou variabilitu úrokových sazeb. V neposlední řadě lze předpokládat, že kótovaná variabilita je ovlivněna skutečností, že trh korunových cap/floor je relativně málo likvidní (objem obchodů Kepler Equities Suisse činí cca 0,5 mld. korun za měsíc pro všechny splatnosti) a kotace v rámci systému Reuters představují ceny nabízené pouze jediným kontributorem a nikoli kotace širokého spektra tvůrců trhu, jak je to obvyklé v případě kotací vysoce likvidních instrumentů. Kotace variability korunových cap/floor proto primárně vycházejí z kótované variability pro eurové cap/floor a až následně dochází k jejich transformaci, dle faktorů ovlivňujících variabilitu úrokových sazeb PRIBOR.

## 6. Závěr

V prezentované studii je provedena analýza zdrojů variability úrokových sazeb na peněžním trhu a predikčních schopností kótované variability cap/floor v kontextu cílování inflace ČNB. V teoretické části je ve vazbě na obecný mechanismus cílování inflace zdůrazněna nestabilita variability optimální a cílované hlavní úrokové sazby centrální banky a odlišnosti v jejich dynamice vyplývající z rozdílů mezi modelovým chápáním měnové politiky a politiky založené na reálném rozhodování centrální banky. Za tím stojí především explicitní zájem centrální banky na omezení variability cílované hlavní úrokové sazby, širší paleta zájmů centrální banky oproti standardnímu pojetí účelové funkce či nejistota při interpretaci očekávané dynamiky inflace a ekonomického růstu.

Na druhé straně je poukázáno na to, že i modelové pojetí variability optimální hlavní úrokové sazby může vysvětlit omezenou potřebu variability měnově-politické úrokové sazby. V kontextu parametrické nejistoty se jedná především o změny strukturálních charakteristik ekonomik ovlivňující úrokovou elasticitu inflace a ekonomického růstu, které umožňují udržet makroekonomickou rovnováhu zdrženlivou politikou centrální banky i v situaci rychlého ekonomického růstu. Zdá se především, že v malých otevřených ekonomikách může trendová apreciacie měnového kurzu působit na vyšší rychlost efektivní transmise měnových opatření a současně odlišná dynamika inflačního a ekonomického cyklu u nejvýznamnějších obchodních partnerů může vést k měnící se rychlosti apreciacie měnového kurzu. Nestabilita variability úrokových sazeb na peněžním trhu dále reflektuje rozdílné vnímání inflačních rizik centrální bankou a finančním trhem a nekonzistentnost měnových rozhodnutí centrální banky. Prostřednictvím variability termínové prémie lze očekávat působení oslabené kredibility centrální banky a nejistoty o efektivní transmissi měnových opatření.

V rámci empirické analýzy je poukázáno na vysokou a nestacionární variabilitu úrokových sazeb 14D a 1M PRIBOR, jež vychází ze střetu mezi významnou pozicí ČNB při řízení likvidity bankovního systému v kontextu fundamentálního přebytku likvidity a skokovým přizpůsobením úrokových sazeb 14D a 1M PRIBOR v reakci na změnu hlavní úrokové sazby ČNB. Ukazuje se také, že dynamiku ultrakrátkých sazeb mohou ovlivnit jednorázové šoky, které jsou nejspíše spojeny se zveřejněním nové informace, která mění očekávání finančního trhu o budoucích měnových rozhodnutích ČNB, budoucí dynamice inflace a ekonomického růstu či termínové prémie.

Se zvyšující se splatností úrokových sazeb PRIBOR se potvrzuje jejich rostoucí, přitom však stabilnější variabilita. Vedle omezené likvidity obchodů na delším konci výnosové křivky se v této variabilitě projevují spekulace o rychlosti dezinflačního procesu, nejistota o načasování uvolnění měnové politiky ČNB v souvislosti s prudkým poklesem ekonomického růstu, tendence k nadhodnocování očekávané inflace ze strany finančního trhu, nejistota o budoucí dynamice repo sazby v kontextu měnící se rychlosti apreciacie koruny vůči euru. Ukazuje se také nejistota o měnících se strukturálních parametrech domácí ekonomiky, které umožňují dlouhodobě udržet nízkou míru inflace i při vysokém tempu ekonomického růstu. Jedná se o úrokovou elasticitu růstu potenciálního produktu, vazby mezi tempem apreciacie koruny a dynamikou produktivity práce, exportní výkonnost domácí ekonomiky či otázku nezávislosti cenové dynamiky na globálních zdrojích inflace.

## Literatura

- AMATO, J. D.; LAUBACH, T. 1999. The Value of Interest Rate Smoothing: How the Private Sector Helps the Federal Reserve. *Economic Review*. 1999, č. QIII, s. 47-64.
- BATES, D. S. 1996. Testing Option Pricing Models. In MADDALA, G. S.; RAO, C. R. (eds). *Statistical Methods in Finance (Handbook of Statistics, vol. 14)*, 1996, s. 567-611. ISBN-13: 978-0-444-81964-2
- BRADA, J.; BRŮNA, K. 2004. Analýza citlivosti referenčních úrokových sazeb PRIBOR na změny repo sazby České národní banky. *Politická ekonomie*. 2004, roč. 52, č. 5, s. 601-622.
- BRŮNA, K. 2005. Mechanismus stabilizace ultrakrátkých úrokových sazeb prostřednictvím repo operací České národní banky. *Politická ekonomie*. 2005, roč. 53, č. 4, s. 459-476.
- BRŮNA, K. 2007. Měnová politika, změny trendové inflace a nestabilita úrokových relací: analýza dynamiky dlouhodobých úrokových sazeb v kontextu změn repo sazby. *Politická ekonomie*. 2007, roč. 55, č. 1, s. 3-22.
- CAPLIN, A.; LEAHY, J. 1996. Monetary Policy as a Process of Search. *The American Economic Review*. 1996, roč. 86, č. 4, s. 689-702.
- CECCHETTI, S. G. 2000. Making Monetary Policy: Objectives and Rules. *Oxford Review of Economic Policy*. 2000, roč. 16, č. 4, s. 43-59.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. 1998. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economic Review*. 1998, roč. 42, č. 6, s. 1033-1067.
- ENGLISH, W. B.; NELSON, W. R.; SACK, B. P. 2002. Interpreting the Significance of the Lagged Interest Rate in Estimated Monetary Policy Rules. Washington: Federal Reserve Board. 2002.
- FAVERO, C. A.; ROVELLI, R. 2000. Modeling and Identifying Central Bank Preferences [Working Paper No. 148]. Bocconi: IGIER Università Bocconi, 2000.
- GOODHART, C. 1998. Central Bankers and Uncertainty. Přednáška v rámci British Academy, London, 1998.
- GOODMAN, L. A. 1960. On the Exact Variance of Products. *Journal of the American Statistical Association*. 1960, roč. 55, č. 292, s. 708-713.
- HULL, J.; WHITE, A. 1987. The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities. *The Journal of Finance*. 1987, roč. 42, č. 2, s. 281-300.
- MÁLEK, J.; RADOVÁ, J.; ŠTĚRBA, F. 2007. Konstrukce a výnosové křivky pomocí vládních dluhopisů v ČR. *Politická ekonomie*. 2007, roč. 55, č. 6, s. 792-808.
- MEHRA, Y. P. 2002. The Taylor Principle, Interest Rate Smoothing and Fed Policy in the 1970s and 1980s [Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper No. 02-03]. Richmond: Federal Reserve Bank of Richmond, 2002.
- NEELY, C. J. 2005. Using Implied Volatility to Measure Uncertainty about Interest Rates. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. 2005, roč. 87, č. 3, s. 407-425.
- ORPHANIDES, A. 1998. Monetary Policy Evaluation with Noisy Information [Finance and Economic Discussion Series No. 1998-50]. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998.
- ORPHANIDES, A.; PORTER, R. D.; REIFSCHNEIDER, D.; TETLOW, R.; FINAN, F. 2000. Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy. *Journal of Economics and Business*. 2000, roč. 52, č. 1-2, s. 117-141.
- RUDEBUSCH, G. D. 2001. Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World. *Review of Economics and Statistics*. 2001, roč. 83, č. 2, s. 203-217.
- RUDEBUSCH, G. D. 2002. Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia. *Journal of Monetary Economics*. 2002, roč. 49, č. 6, s. 1161-1187.
- SACK, B. 1998. Uncertainty, Learning, and Gradual Monetary Policy [Finance and Economic Discussion Series No. 1998-34]. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998a.

- SACK, B. 2000. Does the Fed Act Gradually? a VAR Analysis. *Journal of Monetary Economics*. 2000, roč. 46, č. 1, s. 229-256.
- SÖDERSTRÖM, U. 1999. Monetary Policy with Uncertain Parameters [Working Paper in Economics and Finance No. 308]. Stockholm: Stockholm School of Economics. 1999.
- SROUR, G. 1999. Inflation Targeting under Uncertainty [Technical Report No. 85]. Ottawa: Bank of Canada. 1999.
- SZAKMÁRY, A.; ORS, E.; KIM, J. K. DAVIDSON, W. N. 2003. The Predictive Power of Implied Volatility: Evidence from 35 Futures Markets. *Journal of Banking and Finance*. 2003, roč. 27, č. 11, s. 2151-2175.
- WIELAND, V. 1999. Monetary Policy, Parameter Uncertainty and Optimal Learning. [Finance and Economic Discussion Series No. 1999-48]. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1999

## MONETARY POLICY AND PREDICTION OF VARIABILITY OF MONEY MARKET INTEREST RATES

**Karel Brůna**, University of Economics, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3  
(bruna@vse.cz)

---

### Abstract

This study presents an analysis of the sources of variability of interest rates in the money market in the context of Czech National Bank's (CNB) monetary policy. The factors in question are changes in the structural characteristics of economies in transition, changing perception of inflation risks, the inconsistency of central bank's monetary decisions and central bank's weakened credibility and uncertainty about the efficient transmission of monetary measures. The empirical analysis documents non-stationary variability of ultra short-term PRIBOR interest rates and stability of longer maturity PRIBOR interest rates. These results reflect the role of CNB in bank system liquidity management, the uncertainty about the timing of CNB's monetary policy at the changing speed of the appreciation of the crown, tendencies of overestimation of expected inflation and changing structural characteristics.

### Keywords

monetary policy, interest rates, variability, GARCH

### JEL Classification

E43, E52