

Faktory ovlivňující dlouhodobé úrokové sazby v ČR

Tomáš HOLINKA*

1. Úvod

Desetileté úrokové sazby v České republice (dále jen ČR) od zavedení cílování inflace v roce 1998 do června 2003 nepřetržitě klesaly. Byl to především pokles dlouhodobých korunových výnosů, který vedl ke snižování úrokového diferenciálu vůči eurovým sazbám. Jestliže na začátku roku 1998 úrokový diferenciál mezi českými a německými, resp. eurovými, výnosy dosahoval 8 %, po roce se snížil na polovinu a v dalším roce pak klesl pod 2 %. Od 2H2002, kdy na krátkou chvíli klesl pod nulu, opět roste. V červnu 2004 se diferenciál mezi desetiletými korunovými a eurovými sazbami zvýšil na 0,4 %.

Cílem předkládané práce je popsat a pokusit se kvantifikovat faktory, které se podílely na klesajícím úrokovém diferenciálu mezi korunovými a eurovými aktivy, resp. na poklesu dlouhodobých úrokových sazeb v ČR. Výběr faktorů ovlivňujících dlouhodobé úrokové sazby vychází z použitých teoretických konceptů. Studie primárně nemá ambice testovat platnost jednotlivých teoretických konceptů v podmínkách české ekonomiky. Nicméně relevance vybraných faktorů při popisu klesajícího úrokového diferenciálu bude následně testována.

Při definování faktorů ovlivňujících dlouhodobé úrokové sazby vycházíme z Fischerovy rovnice, v níž se spotová nominální úroková sazba i rovná součtu očekávané míry inflace π^e a reálné úrokové sazby r v čase t :

$$i_t = \pi^e + r_t \quad (1)$$

Za poklesem dlouhodobých úrokových sazeb tedy může stát klesající inflační očekávání nebo nižší reálné sazby. Nižší inflační očekávání lze vysvětlit očekávanou apreciací koruny vůči euru nebo výraznou dezinflací podpořenou růstem kredibility ČNB, která snižuje nejistotu ohledně budoucí inflace, a tím i inflační premii. Uvedené hypotézy vycházejí z *teorie nepokryté úrokové parity*, která spojuje úrokový diferenciál s očekávanou změnou kurzu a rizikovou premií, a z *teorie parity kupní síly*, která determinuje

* Česká národní banka, Praha (tomas.holinka@cnb.cz)

Autor děkuje Janu Filáčkovi, Jaromíru Hurníkovi, Davidu Navrátilovi a Viktoru Kotlánovi za cenné připomínky k pracovním verzím této práce. Za veškeré chyby a nepřesnosti však odpovídá samozřejmě pouze autor sám.

měnový kurz pomocí rozdílu inflace mezi ČR a eurozónou. Klesající dlouhodobé úrokové sazby mohou podle *teorie očekávání* také implikovat očekávání nižších krátkodobých sazeb v budoucnu. Tyto teoretické koncepty lze souhrnně označit za **nominální přístup** při popisu faktorů ovlivňujících dlouhodobé úrokové sazby.

Naproti tomu pokles reálných úrokových sazeb může být popsán vývojem mezní výnosnosti kapitálu a míry úspor. K posouzení faktorů definujících rovnovážné reálné sazby je použita *neoklasická teorie růstu*. Zohlednění vnějšího prostředí pomocí reálného měnového kurzu, jako významné determinanty rovnovážných reálných sazeb v otevřené ekonomice, provádíme pomocí *reálné verze nepokryté úrokové parity*. Tyto teoretické koncepty souhrnně označíme za **reálný přístup**.

Po úvodu následuje popis teoretických konceptů, které by měly vymezit okruh faktorů ovlivňujících pohyb dlouhodobých úrokových sazeb v ČR. Třetí kapitola popisuje použitá data a obsahuje i jejich grafické znázornění. Čtvrtá kapitola přináší výsledky kointegrační analýzy pro pětileté a desetileté sazby, rozdělené do dvou modelů: jeden se zakládá na nominálním a druhý na reálném přístupu. Závěr studie shrnuje výsledky práce.

2. Teoretický koncept

Při analýze faktorů ovlivňujících úroveň dlouhodobých sazeb se v ekonomické literatuře standardně vychází z teorie očekávání, teorie nepokryté úrokové parity, relativní verze parity kupní síly a teorie ekonomického růstu, která se pokouší determinovat rovnovážné reálné úrokové sazby. Uvedené teoretické koncepty lze rozdělit na nominální a reálný přístup.

2.1. Nominální přístup

2.1.1 Teorie očekávání

Teorie očekávání v podobě teorie preference likvidity říká, že dlouhodobá míra výnosnosti je popsána kombinací očekávaných krátkodobých výnosností po dobu splatnosti dlouhodobého dluhopisu a časové premie. Při testování závislosti dlouhodobých úrokových sazeb na krátkodobých sazbách vycházíme z rovnice časové struktury úrokových sazeb (Campbell – Shiller, 1997) upravené do podoby:

$$i_{t,n} = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} I_{t+i,m} + \rho_t; \quad k = \frac{n}{m} \quad (2)$$

kde $i_{t,n}$ je výnos dlouhodobého dluhopisu se splatností n v čase t , $1/k \sum I_{t+i,m}$ je průměrný očekávaný výnos krátkodobých obligací se splatností m až do splatnosti dlouhodobého dluhopisu a ρ_t je časová premie. Časová premie, někdy nazývaná také termínová premie, představuje pro investora kompenzaci za držbu dluhopisu či jiného aktiva s delší dobou splatnosti. Pro bližší popis časové premie viz např. (Kotlán, 1999) nebo (Holinka et al., 2002).

Ačkoli je kvantifikace časové premie pro různé splatnosti pro analýzu závislosti dlouhodobých úrokových sazeb na očekávaných krátkodobých úrokových sazbách klíčová, s jejím odhadem jsou zvláště na delším konci výnosové křivky spojeny značné obtíže (Broke – Cooper – Scholtes, 2000). Navíc časová premie primárně odráží nejistoty na domácím trhu a nezohledňuje rizika spojená s vnějším prostředím. To pro malou otevřenou ekonomiku, jakou je ekonomika ČR, není dostačující. Analýzu faktorů vysvětlujících vývoj dlouhodobých korunových sazeb proto rozšíříme o teorii nepokryté úrokové parity, která pracuje s rizikovou premií.

2.1.2 Nepokrytá úroková parita, parita kupní síly

Nepokrytá úroková parita (UIP) říká, že za předpokladu dokonalé kapitálové mobility a volně pohyblivých měnových kurzů by měly být úrokové sazby u domácích a zahraničních aktiv a jejich křížový měnový kurz nastaveny v takové výši, aby pro investora bylo indiferentní, zda bude držet aktivum denominované v domácí měně, či měně zahraniční. Jinými slovy, úrokový diferenciál mezi korunovými a eurovými aktivy totéž splatnosti by se měl rovnat očekávané změně měnového kurzu CZK/EUR ve shodném horizontu plus rizikové premii za nejistotu spojenou m.j. s predikcí budoucího kurzu. UIP pak nabývá tvaru:

$$i_{t,n} - i_{t,n}^* = er_{t,t+n} - er_t + \omega_t, \quad \text{kde } \omega_t = \lambda_t + \mu_t \quad (3)$$

kde $i_{t,n}$, $i_{t,n}^*$ je domácí a zahraniční úroková sazba příslušné splatnosti, $er_{t,t+n} - er_t$ je očekávaná změna nominálního měnového kurzu v horizontu splatnosti daného aktiva a ω_t je riziková premie, která se skládá z inflační premie λ a kurzové premie μ . UIP by tak mohla vysvětlovat pokles úrokového diferenciálu mezi korunovými a eurovými aktivy přes změnu očekávané míry apreciacie koruny vůči euru, klesající rizikovou premii nebo přes kombinaci obou. Kromě obtíží s odhadem rizikové premie – viz např. (Siegel, 1972) nebo (Froot – Thaler, 1990) – vzniká nejistota ohledně věrohodnosti predikce kurzu na delší období dopředu. Za odhad očekávané změny kurzu v dlouhodobém horizontu lze podle teorie parity kupní síly (PPP) alternativně použít predikci očekávaného inflačního diferenciálu mezi dvěma zeměmi ve srovnatelném období:

$$\Pi_{t,t+n} - \Pi_{t,t+n}^* = er_{t,t+n} - er_t \quad (4)$$

Dosazením rovnice PPP (4) do rovnice (3) a zanedbáním kurzové premie μ získáme novou podobu rovnice UIP:

$$i_{t,n} - i_{t,n}^* = \Pi_{t,t+n} - \Pi_{t,t+n}^* + \lambda_t \quad (5)$$

kde $\Pi_{t,t+n}$ je domácí očekávaná inflace, $\Pi_{t,t+n}^*$ je očekávaná inflace v zahraničí v čase t pro $t + n$ a λ_t je inflační premie, která představuje kompenzaci za nejistotu ohledně predikce inflace. Pozorovaný pokles úrokového dife-

renciálu mezi korunovými a eurovými výnosy by pak mohl být vysvětlován např. nižším inflačním očekáváním v domácí ekonomice.

Platnost rovnice (5) implicitně předpokládá rovnost reálných úrokových sazeb očištěných o λ_t . Z teorie růstu však víme, že reálné sazby v jednotlivých zemích nejsou vždy totožné. Stálý stav ekonomik ČR a eurozóny je odlišný a v důsledku konvergenčního procesu domácí ekonomiky bude pravděpodobně i nadále docházet k přizpůsobování reálných sazeb úrovni v eurozóně. Toto přizpůsobení by pak mohlo být dalším důvodem klesajícího diferenciálu u dlouhodobých nominálních sazeb. Jinými slovy, důvody poklesu nominálních sazeb budeme hledat ve vývoji reálných veličin. V další části se proto pokusíme pomocí růstové teorie popsat faktory determinující dlouhodobé reálné sazby.

2.2. Reálný přístup

2.2.1 Teorie ekonomického růstu

Za hlavní determinanty dlouhodobého hospodářského růstu lze považovat práci, kapitál a úroveň technologií. K určení faktorů působících na dlouhodobé reálné úrokové sazby nás zajímá trh kapitálu. Trh kapitálu je v rovnováze, jestliže se zamýšlená míra úspor S/Y rovná poptávce po investicích I/Y , jinými slovy: očekávané reálné sazby jsou určeny rovností požadované míry úspor a investic. Očekávané reálné sazby $r_{t,t+n}$ v čase t lze na základě modifikovaného přístupu Barra a Sala-i-Martina (1990) popsat rovnicí:

$$r_{t,t+n} = \frac{1}{a_3 + b_3} \left[a_1 - b_1 + a_2 PROF_t - b_2 (\bar{Y}/Y)_t \right] + z_t \quad (6)$$

kde $PROF$ je mezní výnosnost kapitálu a $\bar{Y}/Y$ je podíl disponibilního důchodu domácností na HDP mezi časem t a $t - 1$.¹ Pomocí rovnice (6) lze určit faktory popisující očekávané reálné sazby v dlouhodobém horizontu v ČR a eurozóně. Domácí reálné sazby mohou být určeny domácími faktory nebo impulzy ze světové ekonomiky. Podle Barra a Sala-i-Martina (1990) jsou domácí reálné sazby determinovány spíše světovými faktory, zatímco Feldstein a Horioka (1980) přisuzují větší váhu domácím faktorům. Při hodnocení toho, která z uvedených kauzalit je pravděpodobnější, je důležitý stupeň otevřenosti ekonomiky. Závěry studie Fountase a Tsoukise (2000) ukazují, že u otevřených ekonomik dominují světové faktory, zatímco u uzavřených ekonomik jsou reálné sazby ovlivňovány spíše domácími vlivy. Pro malou otevřenou ekonomiku typu ekonomiky ČR by z toho pak vyplývalo, že reálné korunové sazby jsou určovány převážně zahraničními faktory.

Za předpokladu, že reálné úrokové sazby v ČR jsou určovány zahraničními faktory, by měla být mezi korunovými a eurovými sazbami vysoká korelace. Při determinaci reálných sazeb by kromě domácích faktorů z rovnice (6) měla navíc působit očekávaná změna reálného kurzu, která by mohla vysvětlit diferenciál mezi reálnými sazbami v ČR a eurozóně. K tes-

¹ Podrobnější výpočet očekávaných reálných sazeb lze nalézt zde v *Příloze*.

tování hypotézy, že očekávané reálné sazby v ČR jsou závislé především na eurových sazbách (= zahraničních faktorech) a očekávané změně reálného kurzu, použijeme reálnou verzi UIP ve tvaru:

$$r_{t,t+n} - r_{t,t+n}^* = rer_{t,t+n} - rer_t + \omega_t \quad (7)$$

kde r_t^* jsou dlouhodobé reálné sazby v eurozóně odhadnuté na základě rovnice (6), $rer_{t,t+n} - rer_t$ je očekávaná změna reálného měnového kurzu v horizontu splatnosti daného aktiva a ω_t představuje rizikovou prémii. Analýza rovnice (7) by měla potvrdit či vyvrátit závislost dlouhodobých reálných sazeb v ČR na eurových sazbách. Jestliže dojde k potvrzení závislosti, shodný vývoj reálných sazeb v ČR a eurozóně nevysvětluje klesající diferenciál mezi nominálními korunovými a eurovými výnosy. Dojde-li však k vyvrácení této závislosti, reálné korunové sazby jsou určovány hlavně domácími faktory z rovnice (6). Jejich vývoj pak může kromě očekávané reálné apreciace koruny nebo rizikové premie pomoci vysvětlit klesající diferenciál mezi nominálními korunovými a eurovými výnosy.

3. Data a jejich grafické znázornění

V předkládané studii je analyzováno období od května 1999 do června 2004. Kvůli očekávanému přijetí eura, pravděpodobně v letech 2009–2010, jsou použity pětileté a desetileté úrokové sazby. Se vstupem ČR do eurozóny dojde k přijetí společné měny euro a česká výnosová křivka na trhu IRS bude kopírovat křivku eurovou.² Analýza faktorů ovlivňujících dlouhodobé sazby, jež vychází z teorie UIP, by proto v desetiletém horizontu ztrácela na významu. Pětiletá splatnost je použita i kvůli neexistenci očekávané inflace v delším horizontu (tříletý, resp. pětiletý horizont) a očekávaného kurzu (roční horizont).

3.1 Nominální úrokové sazby

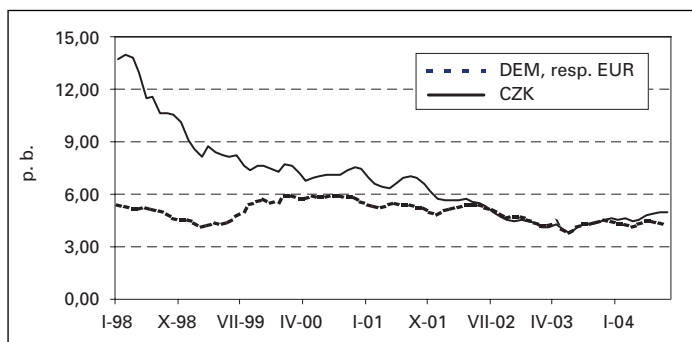
Jako ukazatel dlouhodobých nominálních sazeb lze použít sazby z dluhopisového trhu nebo IRS (*graf 1*). Vzhledem k omezené délce časových řad dlouhodobých dluhopisů v ČR (od 5/2000) a častým úpravám v jejich zadání aproximujeme střednědobé a dlouhodobé sazby pětiletými a desetiletými IRS-kontrakty.

3.2 Očekávaný měnový kurz

Změna očekávané míry apreciace/depreciace měnového kurzu je první proměnnou, která může vysvětlovat klesající úrokový diferenciál mezi ČR a eurozónou. Změna očekávané apreciace kurzu by za předpokladu platnosti UIP měla při stabilní rizikové prémii vést k poklesu úrokového diferenciálu a naopak. Očekávaný kurz lze aproximovat hodnotami získanými z do-

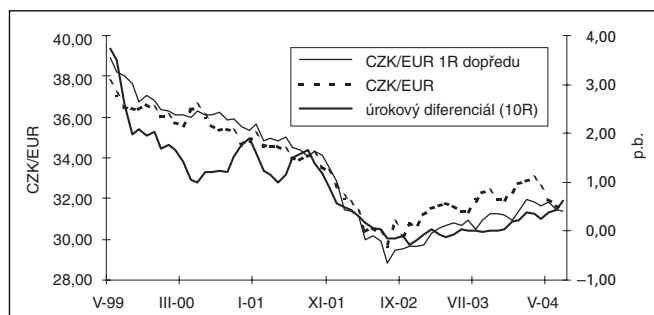
² Případný úrokový diferenciál na dluhopisovém trhu bude odrážet úvěrové riziko.

GRAF 1 Vývoj dlouhodobých úrokových sazeb (10R IRS)



zdroj: ČNB; Bloomberg

GRAF 2 Vývoj očekávaného kurzu CZK/EUR a úrokového diferenciálu



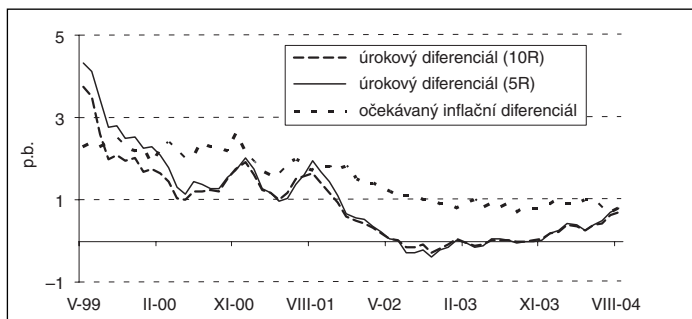
zdroj: ČNB; Bloomberg

tazníků ČNB (Měření inflačních očekávání finančního trhu, IOFT) s měsíční periodou za období od května 1999 do června 2004, jež popisují predikci kurzu CZK/EUR na rok dopředu.³

Z grafu 2 je patrné, že do konce roku 2001 převažovalo očekávání deprecie kurzu koruny; míra deprecie v čase kolísala. Tento vývoj byl doprovázen klesajícím úrokovým diferenciálem. Od roku 2002 analytici očekávali apreciaci koruny; její míra opět nevykazovala žádný trend. Nicméně dlouhodobý úrokový diferenciál se naopak zvyšoval. I přes intuitivní očekávání klesající rizikové premie (které bude v následující kapitole potvrzeno) by se tak na první pohled mohlo zdát, že UIP, resp. dynamický proces ustanovování rovnováhy na devizovém trhu, v dlouhodobém horizontu nedokáže vysvětlit pokles úrokového diferenciálu mezi korunovými a eurovými aktivy. Musíme však dodat, že i za předpokladu vhodné aproximace rizikové premie se očekávání kurzu za rok může lišit od očekávání za deset let. Tento

³ Delší horizont (2R) predikce kurzu poskytuje *Foreign Exchange Consensus Forecast*. Nepoužili jsme ho však vzhledem ke kratším časovým řadám a skutečnosti, že dvouleté prognózy z CF, stejně jako roční prognózy v rámci IOFT jsou téměř totožné a odvíjejí se od aktuální výše kurzu.

GRAF 3 ČR – EMU úrokový a očekávaný inflační diferenciál



zdroj: ČNB; ECB; Bloomberg

nesoulad se pokusíme odstranit nahrazením očekávané změny kurzu očekávaným dlouhodobým inflačním diferenciálem a zúžením rizikové premie na premii inflační.

3.3 Inflační očekávání

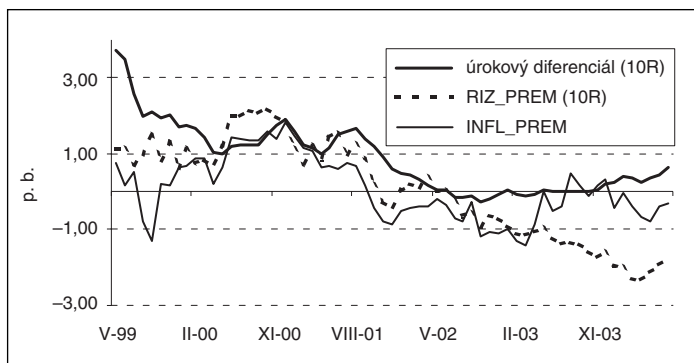
Jako ukazatel dlouhodobých inflačních očekávání v ČR jsou použity měsíční hodnoty získané z IOFT, popisující očekávanou hodnotu indexu CPI tři roky dopředu. Jako indikátor inflačních očekávání v eurozóně jsou použita data získaná v rámci šetření ECB (*Survey of Professional Forecasters*, SPF) popisující očekávanou hodnotu HICP pět let dopředu. Vzhledem k minimálním změnám očekávání v delším horizontu a skutečnosti, že dlouhodobá inflační očekávání jsou poměrně silně ukotvena k inflačnímu cíli (ČNB), resp. k explicitně vyjádřené úrovni cenové stability (ECB), nevzniká vzájemným srovnáním predikce inflace na tři a pět let dopředu výrazné zkreslení.

Z grafu 3 je patrný trend postupného mírného poklesu diferenciálu inflačních očekávání. Inflační očekávání v eurozóně jsou dlouhodobě stabilní. V ČR trval jejich pokles do konce roku 2002 (z 4,2 % na 2,8 %); dále se stabilizovala v blízkosti inflačního cíle ČNB. Pokles diferenciálu mezi eurovými a korunovými sazbami mezi květnem 1999 a prosincem 2002 ze 4 % na 0 % tak lze z jedné třetiny vysvětlit snížením inflačních očekávání v ČR.

3.4 Inflační premie

Odhad premii je pro celou analýzu velmi důležitý, není však triviální. Každý teoretický koncept pracuje s odlišnou premii, jejíž definice je dána analyzovaným vztahem. V rovnici (2) se pracuje s časovou premii ρ , v rovnici (3) s rizikovou premii ω a v rovnici (5) s inflační premii λ . Vyjdeme-li při analýze faktorů, jež ovlivňují dlouhodobé sazby, z rovnice (4), použijeme inflační premii, která je kompenzací za riziko nenaplnění dlouhodobých inflačních očekávání. U reálného přístupu, který primárně vychází s rovnice (7), použijeme rizikovou premii, která kromě inflačního rizika obsahuje i kompenzace za nejistotu ohledně kurzového vývoje a úvěrové ri-

GRAF 4 Inflační a riziková prémie (rozdíl mezi tržním a teoretickým diferenciálem CZK-EUR)



zdroj: ČNB; ECB; Bloomberg

ziko země. I když jsme se snažili o co nejpreciznější vymezení jednotlivých premií, jsme si vědomi jistého zjednodušeného vnímání, které je však způsobeno omezeným množstvím nástrojů použitelných k odvození těchto premií.

Při kvantifikaci inflační premie vycházíme z práce (Filáček, 2004), která tuto premii odvozuje pro účely odhadu inflačních očekávání z výnosové křivky. Podle inflačních očekávání na jeden a tři roky dopředu lze vypočítat změnu inflační premie v ČR, tedy kompenzaci za riziko změny očekávané inflace, mezi jedním a třemi roky. Nejprve z výnosové křivky IRS spočteme implikovanou forwardovou sazbu v období mezi dvěma a třemi roky a od ní odečteme roční spotovou sazbu, čímž dostaneme očekávanou změnu sazeb mezi jedním a třemi roky. Od tohoto rozdílu odečteme rozdíl mezi očekávanou inflací za tři roky a za jeden rok; výsledkem je změna inflační premie mezi prvním a třetím rokem. Abychom mohli odhadnout inflační premii na pět, resp. deset let dopředu, je třeba přijmout důležitý předpoklad, že zatímco mezi jedním rokem a třemi roky inflační premie narůstá, v období delším než tři roky je konstantní. Za přijetím tohoto předpokladu stojí argumentace, že očekávaná inflace za 3 roky je téměř shodná jako očekávaná inflace za 10 let.⁴ Je-li v inflačních očekáváních obsažena i inflační premie, pak jejich shodná výše v různých horizontech implikuje i shodné inflační premie. Pro pětileté, resp. desetileté období proto používáme změnu inflační premie do tří let.

V grafu 4 je znázorněn vývoj relativní inflační a rizikové premie mezi ČR a eurozónou. Analýza relativních premií umožní vysvětlit případný dopad na diferenciál dlouhodobých úrokových sazeb. Z grafu je patrné, že inflační premie by mohla v období od června 2000 a června 2004 vysvětlovat vývoj diferenciálu mezi korunovými a eurovými sazbami. Pokles diferenciálu mezi květnem 1999 a prosincem 2002 pak lze přibližně z poloviny vysvětlit snížením relativní inflační premie.

⁴ srovnání očekávané inflace za 10 let z Consensus Forecast a očekávané inflace za tři roky z IOFT

3.5 Riziková prémie

Při kvantifikaci rizikové premie vycházíme ze studie (Campell – Schiller, 1987); její autoři pomocí VAR-modelu odhadují očekávanou krátkodobou úrokovou sazbu až do doby splatnosti dlouhodobého dluhopisu.⁵ Oproti výše zmiňovanému přístupu však proměnné vstupující do VAR (1R, 5R, resp. 10R IRS sazby v ČR a eurozóně) rozšíříme o klesající inflační cíl ČNB. Jelikož VAR modeluje očekávané krátkodobé sazby na základě minulých informací, nezohlednění klesajícího inflačního cíle by vedlo k umělému nadhodnocení očekávaných krátkodobých sazeb. Za předpokladu platnosti čisté teorie očekávání (PEH) lze z takto odhadnutých krátkodobých sazeb získat teoretickou dlouhodobou sazbu, která nebude obsahovat rizikovou premii. Rozdíl mezi tržními a teoretickými sazbami je aproximací rizikové premie.

Z grafu 4 je patrné, že riziková premie by mohla v krátkém období od června 2000 do října 2002 popisovat vývoj dlouhodobého diferenciálu mezi korunovými a eurovými výnosy. Zdá se, že její „vysvětlující potenciál“ je však ještě menší než v případě inflační premie. Důvodem by mohlo být systematické podstřelování inflačního cíle ČNB nebo nezohlednění vlivu rovnovážné reálné apreciace kurzu. Kladné hodnoty na grafu znamenají, že diferenciál tržních sazeb je vyšší, než by měl být podle PEH, a naopak. Riziková premie v ČR pro desetiletý horizont ve sledovaném období klesla ze 3 % na 0,1 %, v eurozóně se mírně zvýšila na 1,9 %.⁶ Tvzení o vyšší rizikovosti investice do eurových aktiv však oslabuje nejistota, zda jsou v rizikové premii zahrnuta i odlišná kurzová rizika spojená s investicemi do korunových a eurových aktiv. Pokles diferenciálu mezi eurovými a korunovými sazbami mezi květnem 1999 a prosincem 2002 lze přibližně z poloviny vysvětlit snížením rizikové premie v ČR.

3.6 Reálné úrokové sazby

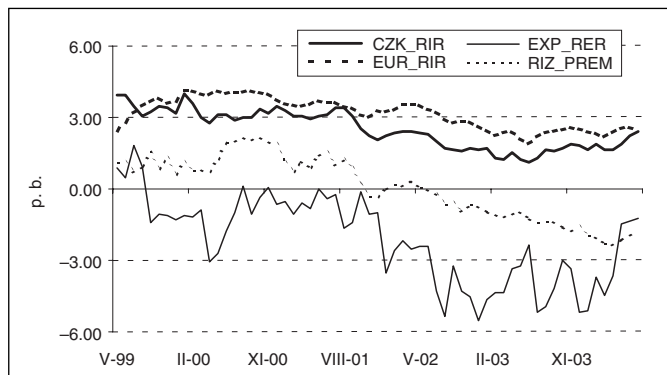
Dalším důvodem klesajícího diferenciálu mezi korunovými a eurovými nominálními sazbami by mohl být relativně rychlejší pokles reálných úrokových sazeb v ČR. Dlouhodobé reálné sazby odhadnuté na základě rovnice (6) aproximujeme tržními sazbami konstruovanými ex ante. Přes mírně klesající trend reálných sazeb v ČR i eurozóně nelze na základě grafu 5 tvrdit, že by korunové výnosy klesaly rychleji než eurové. Diferenciál reálných sazeb je až na drobné výchyly od roku 2000 konstantní, záporný ve výši 1 p.b. Vývoj reálných sazeb tak pravděpodobně důvodem klesajícího diferenciálu nominálních sazeb nebude.

Co však stojí za přetrvávající záporným reálným úrokovým diferenciálem? Úvahu lze rozvést do tří rovin. Za prvé, záporný diferenciál reálných sazeb by mohl být vysvětlován očekávanou reálnou aprecií kurzu. Přetr-

⁵ Stejný přístup se objevuje i v dalších studiích, jako např. (Brooke – Clare – Lekkos, 2000) nebo (Grimas, 1994).

⁶ Růst rizikové premie v eurozóně je způsoben pomalejším poklesem dlouhodobých tržních úrokových sazeb, než implikuje PEH, což by mohlo být mimo jiné způsobeno narůstající nejistotou ohledně vývoje ve fiskální oblasti.

GRAF 5 Vývoj reálných sazeb (10R), rizikové prémie a očekávané apreciace kurzu



zdroj: ČNB; ECB; Bloomberg

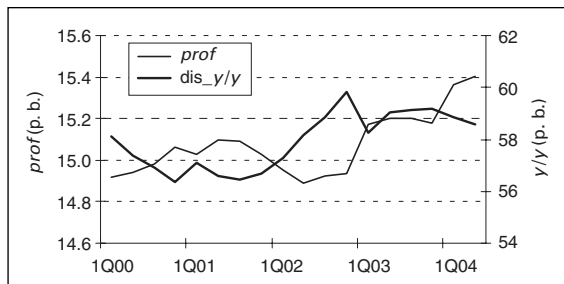
vávající rozdíl mezi reálnými sazbami by pak mohl signalizovat, že reálná konvergence české ekonomiky ještě neskončila. Za druhé, česká ekonomika zatím není plně integrována do světových finančních trhů a reálné sazby v ČR jsou ovlivňovány spíše domácími faktory než světovými. Vzhledem k neutralitě měnové politiky v dlouhodobém horizontu lze předpokládat, že dlouhodobé tržní reálné sazby jsou rovny sazbám rovnovážným. Nižší rovnovážné sazby v ČR oproti eurozóně by mohla vysvětlovat relativně vyšší míra úspor, resp. nižší poptávka po investicích než v eurozóně. A konečně za třetí, v případě rovnosti dlouhodobých nominálních úrokových sazeb v době vstupu ČR do eurozóny může být diferenciál reálných sazeb dán odlišným inflačním cílem. Zatímco inflační cíl ČNB je od roku 2006 stanoven ve výši 3 %, cenová stabilita v eurozóně je explicitně definována stropem ve výši 2 %. Sledovaný diferenciál reálných sazeb by pak mohl odpovídat inflačnímu diferenciálu.

3.7 Disponibilní důchod a mezní výnosnost kapitálu

K výpočtu podílu disponibilního důchodu na HDP jsou použity sezonně očištěné hodnoty ve stálých cenách roku 1995 z čtvrtletních národních účtů od roku 2000. Mezní výnosnost kapitálu jsme převzali ze studie (Navrátil, 2004).

Z grafu 6 je patrný rostoucí trend mezní výnosnosti kapitálu a podílu disponibilního důchodu na HDP z titulu rychlejšího růstu celkové inflace měřené deflátořem HDP než cenového deflátořu spotřeby. Nižší růst spotřebitelských cen by mohl být vysvětlen např. vyšší konkurencí mezi prodejními řetězci. Zdá se tedy, že vyšší disponibilní důchod za předpokladu konstantní spotřeby domácností povede k růstu úspor. Očekávaný pokles reálných sazeb však bude kompenzován vyššími investicemi z titulu rostoucí výnosnosti kapitálu. Bez hlubší analýzy vývoje elasticit poptávky po investicích a míry úspor vůči úrokovým sazbám tak lze tvrdit, že celkový dopad na reálné sazby by měl být nulový.

GRAF 6 Mezní výnosnost kapitálu a podíl disponibilního důchodu na HDP



4. Odhad modelu a výsledky analýzy

Z rovnice (2), (5), (6) a (7) lze odvodit faktory, které ovlivňují dlouhodobé sazby v ČR:

$$i_{t,n} = f(I_{t+i,m}, i_{t,n}^*, \Pi_{t,t+n}, \Pi_{t,t+n}^*, \lambda_b, rer_{t,t+n}, rer_t, \omega_t, PROF_t, (\bar{Y}/Y)_t)$$

kde $i_{t,n}$ je dlouhodobá nominální úroková sazba v ČR, $I_{t+i,m}$ je průměrná očekávaná roční sazba na pět, resp. deset let dopředu, $i_{t,n}^*$ je dlouhodobá nominální sazba v eurozóně, Π a Π^* jsou dlouhodobá inflační očekávání, λ_t je inflační premie, $rer_{t,t+n}$ a rer_t jsou očekávané a aktuální reálné kurzy CZK/EUR a ω_t je riziková premie. $PROF_t$ popisuje mezní výnosnost kapitálu a $(\bar{Y}/Y)_t$ podíl disponibilního důchodu domácností na HDP v čase t . Analýza faktorů ovlivňujících dlouhodobé úrokové sazby v ČR je rozdělena do dvou kroků: v prvním se testují faktory vycházející z nominálního přístupu, ve druhém pak vycházející reálného přístupu.

1. Analýza faktorů vycházející z nominálního přístupu je založena na pracích (Dyer, 1994) a (Grimes, 1994). Vliv faktorů obsažených v rovnicích (2) a (5) na dlouhodobé nominální úrokové sazby lze testovat pomocí modelu:

$$i_{t,t+n} = f(I_t, i_{t,t+n}^*, \Pi_{t,t+n}, \Pi_{t,t+n}^*, \lambda_t) \quad (8)$$

kde I_t je roční sazba v ČR.⁷ Používané časové řady jsou nestacionární, vzájemně nekointegrované. V dalším kroku jsme proto provedli analýzu na diferencovaných řadách. Výsledky analýzy ukazují na zvláště nevýznamný vztah mezi inflačními očekáváními a úrokovými sazbami v ČR; inflační očekávání jsme proto vyloučili. Model popisující krátkodobou závislost desetiletých úrokových sazeb v ČR na ročních sazbách v ČR, desetiletých sazbách v eurozóně a inflační premii nabýval tvaru:⁸

$$\Delta i_{10R}^{CZ} = 0,68 \Delta I_{1R} + 0,45 \Delta i_{10R}^{EU} + 0,10 \Delta \lambda \quad (9)$$

(0,1) (0,11) (0,04)

⁷ Vzhledem k neexistenci očekávané roční sazby za pět, resp. deset let aproximujeme průměrnou očekávanou roční sazbu sazbou 1R PRIBOR. Uvedeným postupem nemáme ambice ověřit platnost teorie očekávání, nýbrž testovat citlivost dlouhodobých sazeb na sazbách krátkodobých.

⁸ statistiky adj. $R^2 = 0,59$ a DW = 1,64

V případě pětiletých úrokových sazeb pak tvaru:⁹

$$\Delta i_{5R}^{CZ} = 0,84 \Delta I_{1R} + 0,41 \Delta i_{5R}^{EU} + 0,14 \Delta \lambda \quad (10)$$

(0,08) (0,07) (0,03)

Pohyb dlouhodobých úrokových sazeb v ČR je s relativně vysokou přesností vysvětlen změnami v nastavení měnové politiky ČNB (aproximované ročními sazbami), dále pak pohybem dlouhodobých sazeb v eurozóně a částečně i inflační premii. Nepotvrdilo se, že vliv inflačních očekávání v ČR je přímý; zdá se, že pravděpodobně působí přes inflační premii. Vysvětlením by mohla být konstrukce inflační premie, ve které jsou dlouhodobá inflační očekávání již zohledněna. Rostoucí kredibilita měnové politiky povede v delším horizontu k poklesu dlouhodobých inflačních očekávání a následně k jejich stabilitě blízko inflačního cíle ČNB, a tím i k poklesu inflační premie.¹⁰

Ze srovnání výsledků analýzy pro desetileté a pětileté sazby vyplývá, že s prodlužujícím se horizontem klesá vliv měnové politiky ČNB na úkor vlivu ECB. Investoři očekávají vstup ČR do eurozóny, a tím i rostoucí vliv měnové politiky ECB, která determinuje dlouhodobé úrokové sazby. Jelikož se nepodařilo pomocí kointegrační analýzy prokázat dlouhodobou závislost časových řad a hrozí nebezpečí zdánlivé regrese, je třeba uvedené výsledky brát s rezervou.

2. Analýza faktorů z reálného přístupu vychází z prací (Barro – Sala-i-Martin, 1990) a (Eckhold, 1998). Vliv faktorů obsažených v rovnicích (6) a (7) na rovnovážné reálné sazby lze testovat pomocí modelu:

$$r_{t,t+n} = f(r_{t,t+n}^*, \Delta exp_rer_t, PROF_t, (\bar{Y}/Y)_t, \omega_t) \quad (11)$$

kde $r_{t,t+n}$, resp. $r_{t,t+n}^*$, jsou dlouhodobé reálné sazby v ČR, resp. v eurozóně, odhadnuté na základě rovnice (6) a aproximované tržními reálnými sazbami konstruovanými ex ante a Δexp_rer představuje očekávanou změnu reálného kurzu CZK/EUR. Vzhledem k omezené časové řadě disponibilního důchodu domácností jsme první část analýzy, vycházející z (11), provedli na čtvrtletních datech od roku 2000. Výsledky analýzy ukazují na statisticky zvláště nevýznamný vztah mezi reálnými sazbami a očekávanou změnou kurzu a rizikovou premií; z dalšího postupu jsme je proto vyloučili. Kointegrační analýza upraveného modelu potvrdila významnou dlouhodobou závislost mezi desetiletými sazbami v ČR a eurozóně a domácími faktory – podílem disponibilního důchodu na HDP a mezní výnosností kapitálu. Podobné výsledky jsme dostali i při použití pětiletých sazeb. Dlouhodobý vztah pro desetileté reálné sazby nabývá tvaru:¹¹

$$r_{10R}^{CZ} = 0,92 r_{10R}^{EU} - 0,17 \bar{Y}/Y + 0,61 PROF \quad (12)$$

(0,09) (0,06) (0,22)

⁹ statistiky adj. $R^2 = 0,79$ a DW = 1,76

¹⁰ K podobným závěrům dochází i studie (Holinka – Stiller, 2003).

¹¹ statistiky adj. $R^2 = 0,9$ a DW = 1,66

Jakkoli je hlavní determinantou vývoje dlouhodobých sazeb v ČR pohyb reálných sazeb ve světě, svůj vliv mají i faktory z domácí ekonomiky. S růstem disponibilního důchodu roste pravděpodobnost, že lidé budou více spořit a rozšířená nabídka volných zdrojů bude mít tendenci stlačovat reálné sazby níže. Naopak rostoucí výnosnost mezního kapitálu je na základě rovnice (6) spojena s vyššími reálnými sazbami. Růst výnosnosti mezního kapitálu zvýší poptávku po investicích, a tím i reálné sazby. Ačkoli jsou výsledky analýzy poměrně robustní, nelze je vzhledem ke krátkým časovým řadám příliš přeceňovat. V dalším kroku proto přistoupíme k analýze závislosti dlouhodobých reálných sazeb na faktorech vycházejících z UIP, u nichž jsou k dispozici měsíční hodnoty; domácí faktory z rovnice (7) opomíjíme.

Vzhledem k charakteru časových řad jsme použili modely ADL se zpožděnými proměnnými. Výsledky analýzy ukazují na statisticky nevýznamný vztah mezi rizikovou prémie a reálnými sazbami v ČR; proto jsme ji dále neuvažovali. Dlouhodobou závislost diferencovaných časových řad jsme ověřili modelem korekce chyby (EC). Kointegrační analýza modelu EC potvrdila významnou dlouhodobou závislost mezi reálnými sazbami v ČR a eurozóně a očekávanou změnou kurzu. Podobné výsledky jsme dostali i při použití pětiletých sazeb. Dlouhodobý vztah pro desetileté reálné sazby nabývá tvaru:¹²

$$r_{10r}^{CZ} = 0,29r_{10r}^{eu} + 0,04\Delta exp_rer + 0,66r_{10R}^{CZ} (-1) \quad (13)$$

(0,07) (0,02) (0,07)

Dlouhodobé reálné sazby v ČR jsou ovlivňovány srovnatelnými sazbami v eurozóně, zpožděnou hodnotou reálných sazeb v ČR a očekávanou změnou kurzu CZK/EUR. Statistická nevýznamnost rizikové premie může být způsobena skutečností, že její vývoj nevysvětluje pohyb reálných sazeb, nebo špatným odhadem této premie.

Shrneme-li výsledky analýzy faktorů vycházející z reálného přístupu, je patrné, že světové faktory aproximované reálnými sazbami v eurozóně mají na sazby v ČR relativně významný vliv. Důvodem by mohla být postupná konvergence české ekonomiky a s ní související sbližování dlouhodobých nominálních sazeb a inflačních očekávání. Ze získaných výsledků však zatím nelze usuzovat, že vývoj reálných sazeb vysvětluje klesající diferenciál mezi nominálními eurovými a korunovými výnosy. Provedená analýza však nabízí zajímavé závěry týkající se přetrvávajícího záporného diferenciálu mezi reálnými sazbami v ČR a eurozóně. Nižší reálné sazby v ČR mohou být vysvětlovány očekávanou reálnou aprecií koruny vůči euru či domácími faktory¹³, tedy rozdílnou mezní výnosností kapitálu nebo mírou úspor aproximovanou podílem disponibilního důchodu na HDP v ČR a eurozóně. Pokud by se někdy v budoucnu reálné úrokové sazby v ČR měly stát jedním z důvodů klesajících nebo naopak rostoucích nominálních sazeb, musela by být pozornost věnována očekávané změně reálného kurzu a domácím faktorům.

¹² statistiky adj. $R^2 = 0,91$ a $DW = 1,64$

¹³ i když u nich je robustnost výsledků kvůli krátkým časovým řadám výrazně nižší

5. Závěr

Studie se na základě vybraných teoretických konceptů pokouší vymezit a kvantifikovat hlavní faktory, které by mohly vysvětlovat vývoj dlouhodobých nominálních úrokových sazeb v ČR, resp. diferenciálu mezi dlouhodobými sazbami v ČR a eurozóně. V nominálním přístupu jsou analýze podrobeny faktory vycházející z teorie očekávání, UIP a PPP; v reálném přístupu pak faktory vycházející z neoklasické teorie růstu rozšířené o reálnou verzi UIP. Analýza je provedena na pětiletých a desetiletých úrokových sazbách. Důvodem volby pětiletého horizontu je očekávané přijetí eura v ČR a společná měnová politika prováděná ECB, která by vylučovala použití UIP.

Za poklesem dlouhodobých úrokových sazeb velmi pravděpodobně stojí očekávání nižších krátkodobých sazeb v budoucnu, resp. měnová politika ČNB, v této práci aproximovaná ročními sazbami. V delším horizontu však vliv měnové politiky ČNB slábne ve prospěch ECB, což je pravděpodobně způsobeno očekávaným přijetím eura. Korunová aktiva s delšími splatnostmi pak budou stále více ovlivňována měnovou politikou ECB, resp. dlouhodobými sazbami v eurozóně. Jedním z důvodů nižších krátkodobých úrokových sazeb v budoucnu by mohla být klesající inflační očekávání v ČR a relativní inflační premie. Z dostupných analýz vyplývá, že rostoucí kredibilita měnové politiky povede v delším horizontu k poklesu dlouhodobých inflačních očekávání a k jejich následné stabilitě blízko inflačního cíle, a tím i k poklesu relativní inflační premie. Pokles diferenciálu mezi eurovými a korunovými sazbami mezi květnem 1999 a prosincem 2002 ze 4 % na 0 % tak lze na základě provedené analýzy z jedné třetiny vysvětlit snížením inflačních očekávání v ČR a přibližně z poloviny snížením relativní inflační premie.

Z Fischerovy rovnice vyplývá, že za poklesem nominálního úrokového diferenciálu by mohly stát i rozdílné trajektorie reálných sazeb v ČR a eurozóně. Předkládaná studie se proto věnuje i analýze faktorů stojících za pohybem dlouhodobých reálných sazeb. Silná korelace mezi korunovými a eurovými reálnými sazbami vede k závěru, že klesající diferenciál mezi nominálními sazbami není způsoben vývojem reálných sazeb. Při jistém zjednodušení tak lze tvrdit, že pokles nominálního úrokového diferenciálu je pravděpodobně vysvětlován pouze nominálními faktory: inflačními očekáváními a premii. Výsledky analýzy rovněž ukazují, že za vyššími reálnými sazbami v eurozóně oproti ČR pravděpodobně stojí očekávaná reálná apreciacie koruny vůči euru nebo rozdíly mezi mezní výnosností kapitálu a mírou úspor v ČR a eurozóně.

Studie nemá ambice analyzovat všechny faktory, které by ve sledovaném období mohly mít vliv na dlouhodobé úrokové sazby v ČR. Výběr faktorů je dán použitými teoretickými koncepty. Analýza vlivu ostatních faktorů, jako jsou dluh/HDP, nabídka a poptávka po státních dluhopisech, případné zpoždění vstupu ČR do eurozóny, by mohla být námětem pro další výzkum zkoumající tyto podrobnější aspekty vývoje úrokového diferenciálu dlouhodobých sazeb.

Odvození rovnice pro očekávané reálné úrokové sazby

Reálná poptávka po investicích I/Y je determinována náklady na pořízení dané investice a jejími výnosy. Jestliže přístup Barra a Sala-i-Martina (1990) rozšíříme o vztah mezi mezní výnosností kapitálu $PROF$ a očekávanou reálnou sazbou r^e ,¹⁴ poptávku po investicích lze modifikovat:

$$(I/Y)_t = a_1 + a_2 PROF_t - a_3(r_t^e + \delta + n) + u_t \quad (P1)$$

kde δ je depreciace kapitálu a n je míra růstu populace. Investoři požadují takovou výnosnost, která by jim uhradila náklady na kapitál zvýšené o míru depreciace a růstu populace. Za předpokladu nulového růstu populace je mezní výnosnost kapitálu determinována součtem očekávané reálné sazby a depreciace kapitálu.

Požadovanou míru úspor S/Y lze definovat pomocí podílu disponibilního důchodu domácností na celkových příjmech $\bar{Y}/Y$ ¹⁵ a reálných sazeb v čase t :

$$(S/Y)_t = b_1 + b_2(\bar{Y}/Y)_t - b_3 r_t^e + v_t \quad (P2)$$

Očekávané reálné sazby jsou určeny rovností požadované míry úspor a investic. Za předpokladu nulové míry růstu populace a konstantní depreciace kapitálu lze z rovnice (1) a (2) odvodit následující model pro očekávané reálné sazby:

$$r_t^e = \frac{1}{a_3 + b_3} \left[a_1 - b_1 + a_2 PROF_t - b_2(\bar{Y}/Y)_t \right] + z_t \quad (P3)$$

¹⁴ blíže viz (Navrátil, 2004)

¹⁵ Vhodnější veličinou by byl podíl dočasného příjmu na celkovém důchodu, u kterého lze na základě teorie permanentního důchodu předpokládat, že by mohl mít větší vliv na míru růstu úspor než permanentní příjem. Tomuto přístupu však zabraňuje obtížné rozložení disponibilního příjmu na permanentní a dočasný.

LITERATURA

- BARRO, R. – SALA-I-MARTIN, X. (1990): World Real Interest Rates. *Harvard University, NBER Working Paper*, April 1990, No. 3317.
- BROOKE, K. – COOPER, N. – SCHOLTES, C. (2000): Inferring Market Interest Rate Expectations from Money Market Rates. *Bank of England, Quarterly Bulletin*, November 2000, pp. 392–402.
- BROOKE, M. – CLARE, A. – LEKKOS, I. (2000): A comparison of long bond yields in the United Kingdom, the United States, and Germany. *Bank of England, Quarterly Bulletin*, May 2000, pp. 150–158.
- CAMPBELL, J. – SHILLER, R. (1987): Cointegration and Test of Present Value Models. *Journal of Political Economy*, vol. 95, 1987, pp. 1062–1088.
- DYER, P. (1994): Modelling Australian and New Zealand Bond Yields. *Buttle-Wilson Research Paper*, May 1994.
- European Central Bank (1999): Stability-oriented policies and developments in long-term real interest rates in the 1990s. Frankfurt, *ECB Monthly Bulletin*, November 1999, pp. 31–40.
- ECKHOLD, K. (1998): Determinants of New Zealand Bond Yields. *Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper*, no. 1, January 1998.
- ELDSTEIN, M. – HORIOKA, C. (1980): Domestic Saving and International Capital Mobility. *Economic Journal*, vol. 90, June 1980, pp. 314–29.
- FILÁČEK, J. (2004): *Role očekávání v měnové politice*. Praha, Fakulta sociálních věd UK, Institut ekonomických studií, květen 2004, ss. 56–59. (Disertační práce.)
- FOUNTAS, S. – TSOUKIS, Ch. (2000): Twin Deficits, Real Interest Rates and International Capital Mobility. *National University of Ireland, Department of Economics, Working Paper*, no. 49, September 2000.
- FRAIT, J. – ČERVENKA, M. (2002): Předpoklady a faktory dynamického růstu české ekonomiky ve světle nové teorie a empirie růstu. Praha, *Studie Národohospodářského ústavu Josefa Hlávky*, 2002, č. 3.
- FROOT, K. – THALER, R. (1990): Anomalies: Foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, 1990, no. 3, pp. 179–192.
- GRIMES, A. (1994): The Determinants of New Zealand Bond Yields. *NBNZ Economics Division Financial Research Paper*, no. 2, July 1994.
- HOLINKA, T. – STILLER, V. (2004): Vliv změny inflačního režimu na vývoj forwardových sazeb a inflačních očekávání. *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*, roč. 54, 2004, č. 5–6.
- HOLINKA, T. – RADKOVSKÝ, Š. – SYROVÁTKA, J. (2002): *Odvození 2T repo sazby ze sazeb finančního trhu při zohlednění termínové, úvěrové a likvidní premie*. Praha, ČNB, listopad 2002. (Interní materiál.)
- KOTLÁN, V. (1999): Výnosová křivka v teorii a v praxi českého mezibankovního trhu. *Finance a úvěr*, roč. 49, 1999, č. 7.
- NAVRÁTIL, D. (2004): Equilibrium Real Interest Rates. Praha, ČNB, září 2004. (Interní materiál.)
- SIEGEL, J. (1972): Risk, interest rate and the forward exchange. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 86(II), 1972, pp. 303–309.

SUMMARY

JEL Classification: E43, E44, O16, F43

Keywords: long-term interest rates – expectation hypothesis – UIP – PPP – growth theory – inflation expectations – premium

Determinants of Long-term Interest Rates in the Czech Republic

Tomáš HOLINKA – Czech National Bank, Prague (tomas.holinka@cnb.cz)

The paper analyses the factors leading to the fall of long-term interest rates in the Czech Republic – respectively, the long-term interest rate differential in the Czech Republic and the Eurozone – between 1998 and 2003. The selection of factors is determined by the Fisher equation, UIP, PPP, expectation hypothesis and neoclassical growth theory. The paper suggests that falling long-term interest rates may have been affected by an expectation of lower short-term rates due to falling inflation expectations and inflation premiums. The decrease of CZK/EUR long-term rate differentials from 4 % to 0 can approximately be explained by the one-third decrease of inflation expectations in the Czech Republic and by the 50% decrease of the relative inflation premium. In the long term, the effect of Czech National Bank monetary policy is dwindling vis-a-vis European Central Bank policy, i.e., euro interest rates. Another factor is the anticipated entry of the Czech Republic into the Economic Monetary Union. The real interest-rate differential has no effect.