Vydává Univerzita Karlova v Praze, Fakulta sociálních věd ve spolupráci s Českou národní bankou a Ministerstvem financí ČR prostřednictvím A.L.L. production, s. r. o., Praha

© UK Praha, Fakulta sociálních věd

Adresa redakce: Vinohradská 49
120 74 Praha 2
tel.: (02) 22 25 00 36 nebo: (02) 215 93 171
fax: (02) 22 25 04 62
e-mail: red.fau@iol.cz
http: //web.iol.cz/fau

Šéfredaktor: Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc.

Výkonná redaktorka: Mgr. Renata Nováková

OBSAH

Zpráva o inflaci – Inflační vývoj v 1. čtvrtletí 1999 pohledem ČNB 389

Viktor KOTLÁN: Výnosová křivka v teorii a praxi českého mezibankovního trhu . .407

Jan FILÁČEK: Model spotřeby domácností v letech 1994–98 427

Semináře ČSE

Martin ČIHÁK: Výnosová křivka 438
Podivné chování spotřeby v transformaci 440

Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 15–16/99 443

Informace pro čtenáře 448

Published by Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences, in cooperation with the Czech National Bank and the Ministry of Finance of the CR, through the A.L.L. production, Ltd., Prague

© Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences

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

Editor in Chief: Zdeněk Tůma

CONTENTS

The Czech National Bank's Inflation Report for First Quarter 1999 389

Viktor KOTLÁN: The Yield Curve in Theory and in Practice of the Czech Interbank Market 407

Jan FILÁČEK: Model of Household Consumption in the Czech Republic in 1994–1998 427

CES Seminars

Martin ČIHÁK: Yield Curve 438
„Strange" Consumption Patterns During the Transition 440

Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No 15–16/99 443

Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. č. 35/1965 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití části nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů –, rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je ***zakázáno****.*

Ediční kruh: Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Ing. Věra Kameníčková, CSc., Ing. Evžen Kočenda, PhD., Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Doc. Ing. Karel Půlpán, CSc., Ing. Ondřej Schneider, PhD. (zástupce předsedy), Ing. Miroslav Singer, PhD., Mgr. Kateřina Šmídková, PhD., Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc. (předseda), Doc. Ing. Miloslav Vošvrda, CSc.

Redakční rada: Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., PhD. Zdeněk Drábek, Ing. Petr Dvořák, Gabriel Eichler, Ing. Michaela Erbenová, PhD., Ing. Milena Horčicová, CSc., Ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., Prof. Ing. Kamil Janáček, CSc., Ing. Tomáš Ježek, CSc., Ing. Jiří Jonáš, Ing. Jan Klacek, CSc., Ing. Ivan Kočárník, CSc. (předseda), Ing. Jiří Kunert, Ing. Pavel Kysilka, CSc., Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Jan Mládek, CSc., Prof. Ing. Lubomír Mlčoch, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, Doc. Ing. Zbyněk Revenda, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc., Doc. Ing. František Turnovec, CSc., Prof. Dr. František Vencovský, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

DT: 336.781.5(437)
klíčová slova: výnosová křivka – implicitní forwardové sazby – teorie očekávání – FRA

Výnosová křivka v teorii a v praxi českého mezibankovního trhu

Viktor KOTLÁN*

Dvě významné změny v měnové strategii České národní banky v posledních letech – jmenovitě přechod na cílování inflace a opuštění fixního nominálního kurzu – nejen umožňují, ale i vyžadují intenzivnější využívání měnových indikátorů při provádění měnové politiky. Tento příspěvek se zabývá jedním z nich, a to výnosovou křivkou. Domníváme se, že výnosová křivka může sloužit jako vhodný indikátor měnové politiky. Cílem tohoto příspěvku je proto shrnout teoretické přístupy vysvětlující tvar výnosové křivky a testovat jeden z nich, teorii očekávání, na českém mezibankovním trhu.

Článek je organizován následovně. V první části podáme přehled teorií vysvětlujících tvar výnosové křivky a stručně naznačíme její predikční potenciál. V části druhé provedeme testování teorie očekávání na českém mezibankovním trhu a budeme diskutovat možnosti využití výnosové křivky pro predikce úrokových sazeb v České republice. Poslední část pak stručně shrne poznatky, jež z práce vyplývají.

1. Výnosová křivka

Výnosová křivka neboli časová struktura úrokových sazeb graficky popisuje vztah mezi výnosností dluhopisů či jiných pevně úročených instrumentů a jejich dobou do splatnosti. Všechny ostatní charakteristiky dluhopisů, jako je likvidita, míra rizika či daňová úprava, jsou shodné. Zároveň se neuvažují dluhopisy s prodejními (put) či kupními (call) opcemi ani dluhopisy převoditelné do akcií. Jedná se o typické státní bezrizikové cenné papíry.

Většina autorů využívá v empirických pracích (Campbell – Shiller, 1991), (Rudebush, 1995a), (Rudebush, 1995b), (Bekaert – Hodrick – Marshall, 1996), (Roberds – Whiteman, 1996) upravené výnosnosti do splatnosti kuponových dluhopisů. V každém bodě v čase nejsou samozřejmě k dispozici dluhopisy pro všechny doby do splatnosti a naopak pro některé doby do splatnosti mohou být k dispozici dluhopisy s různým kuponem.[1] Je proto žádoucí vypočítat výnosnosti pro předem stanovené standardní doby do

* Mgr. Viktor Kotlán, BBA – katedra národohospodářská Ekonomické fakulty VŠB-TU Ostrava
Autor děkuje Janu Arltovi, Janu Fraitovi, Grantovi D. Forsythovi, Martinu Mandelovi, Vladimíru Tomšíkovi a dvěma anonymním recenzentům za cenné připomínky k dřívějším verzím této práce. Za veškeré chyby a nepřesnosti však odpovídá pouze autor sám.

splatnosti z výnosností obchodovaných dluhopisů, které jsou v daném čase na trhu k dispozici. Tyto údaje ve Spojených státech publikují různé instituce (např. Federální rezervní systém, Salomon Brothers) (Shiller, 1990). Výnosovou křivku lze však sestrojit i pro úrokové sazby na mezibankovním trhu depozit (což bude i náš případ) či z výnosností instrumentů peněžního trhu. Po nanesení míry výnosnosti na vertikální osu a doby do splatnosti na horizontální osu vznikne křivka, jejíž tvar může být rostoucí, klesající, „s hrbem", ve tvaru písmene U nebo různá kombinace předešlých. V následující části příspěvku se pokusíme osvětlit hlavní teoretické přístupy vysvětlující tvar výnosové křivky.

Úvodem je třeba říci, že přesná teorie, jejíž popis chování výnosové křivky by bezvýhradně souhlasil s empirií, i přes značné kvantum literatury, která se tématem zabývá, neexistuje. V literatuře lze vysledovat v podstatě dva hlavní přístupy: snahu o rozpracování tradičních teorií a pokusy přijít s teorií novou. Zatímco autoři, kteří spoléhají na tradiční teorie, vycházejí především z teorie očekávání, novější a technicky náročnější přístupy využívají poznatky teorie oceňování opcí vyvinuté v 70. letech Blackem a Scholesem. Při popisu se vzhledem k praktické využitelnosti jednotlivých modelů pro naše potřeby soustředíme zejména na teorie tradiční. Nejprve uvedeme teorii očekávání a její dvě hlavní verze, potom se zastavíme u dvou teorií, které pracují s různými preferencemi investorů ohledně doby splatnosti jejich investic (teorie oddělených trhů a teorie preferovaného umístění), a poté krátce shrneme podstatu novějších přístupů.

1.1 Teorie očekávání (The Expectations Hypothesis)

Teorie očekávání, obecně řečeno, poukazuje na vzájemný vztah mezi sklonem výnosové křivky a očekáváními ohledně budoucích úrokových sazeb. Tato teorie byla poprvé explicitně formulována I. Fisherem v roce 1896.[2]

1.1.1 Čistá teorie očekávání (The Pure Expectations Hypothesis)

Čistá teorie očekávání[3] se dá shrnout do tvrzení, že jakákoliv dlouhodobá míra výnosnosti je kombinací očekávaných krátkodobých výnosností po dobu životnosti dlouhodobého dluhopisu. Platí tedy:

$$R_{t,n} = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+mi,m}; \quad k = \frac{n}{m} \tag{1}$$

[1] Výnos do splatnosti může být pro kuponové dluhopisy zavádějící, protože pro danou změnu úrokových sazeb se cena dluhopisu změní proporcionálně s jeho durací, ale ne proporcionálně s jeho splatností. Výnos do splatnosti kuponových dluhopisů je proto obvykle výpočtem upraven tak, aby se dal považovat za výnos diskontovaných dluhopisů. K výpočtům výnosností pro delší doby do splatnosti lze také použít tzv. „svlečené" dluhopisy (termín „stripped bonds" pochází od Separate Trading of Registered Interest and Principal of Securities). U těchto dluhopisů jsou zvlášť obchodovány kupony a zvlášť jistina. Problémem ovšem je jejich poměrně nízká likvidita (pro situaci v Německu viz (Schich, 1997, s. 63) a (Deutsche Bundesbank..., 1997)).

[2] Fisher, I.: Apreciation and Interest. *Publications of the American Economic Association*, 1896 (cit. dle (Shiller, 1990, s. 644)).

[3] Terminologické rozlišení teorie očekávání na čistou a na teorii preference likvidity zavedl Friedrich A. Lutz v roce 1940 poté, co John R. Hicks poukázal na to, že investoři vyžadují prémii za likviditu (Campbell, 1995, s. 137).

kde sazba dlouhodobého dluhopisu $R_{t,n}$ v čase t a se splatností n-období je rovna aritmetickému průměru[4] očekávaných sazeb krátkodobých dluhopisů ($E_t R_{t+mi,m}$). E_t značí očekávání v čase t a m je splatnost krátkodobých dluhopisů, pro kterou platí, že dělí n beze zbytku (k je celé číslo). Jinými slovy, výnos z držení dlouhodobého dluhopisu do doby splatnosti je shodný s výnosem, jenž by investor realizoval při opakovaných investicích do série krátkodobých dluhopisů po období do doby splatnosti dlouhodobého dluhopisu.

Z toho vyplývá, že:
- investoři nebudou držet žádné množství dluhopisu, jestliže je jeho očekávaný výnos menší než očekávaný výnos jiného dluhopisu s odlišnou dobou splatnosti,
- současný rozdíl mezi výnosnostmi dlouhodobého a krátkodobého dluhopisu (spread) v sobě obsahuje předpověď výnosnosti krátkodobého dluhopisu v budoucnu.

1.1.2 Teorie preference likvidity (The Liquidity Preference Theory)[5]

Výnosová křivka má v převážné většině případů rostoucí charakter, což by v souladu s čistou teorií očekávání znamenalo, že účastníci trhu neustále očekávají růst krátkodobých sazeb. Ve skutečnosti samozřejmě krátkodobé sazby neustále rostoucí nejsou a předpoklad rovnosti implicitní forwardové sazby (vyplývající z výnosové křivky) a spotové sazby v budoucnu často není naplněn. Skutečná budoucí spotová sazba je obvykle nižší, než by indikoval tvar implicitní výnosové křivky a čistá forma teorie očekávání.[6] Rozdíl mezi implicitní forwardovou sazbou a očekávanou spotovou sazbou je nazýván „termínová prémie" (také „riziková prémie", „prémie za likviditu").

Termínová prémie kompenzuje investora s averzí vůči riziku za držbu dluhopisu s delší dobou splatnosti. Delší doba do splatnosti znamená větší riziko změny tržních úrokových sazeb, tedy větší riziko poklesu výnosnosti a obvykle menší likviditu. Teorii preference likvidity lze vyjádřit jako:

$$R_{t,n} = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+mi,m} + c; \quad k = \frac{n}{m} \tag{2}$$

kde termínová prémie c vyjadřuje přebytečný výnos (excess return), tedy rozdíl mezi implicitní forwardovou sazbou a očekávanou spotovou sazbou. Předpokládáme, že c se mění při změně n a m, ale je konstantní v čase.[7]

---

[4] Přesnější by samozřejmě bylo použití geometrického průměru ve formě:

$$R_{t,n} = \{\prod_{i=0}^{k-1} E_t(1 + R_{t+mi,m})\}^{\frac{1}{k}}, \; k = \frac{n}{m}$$

Vzhledem k tomu, že všechny nám dostupné srovnatelné empirické práce využívají aritmetického průměru, a dále k tomu, že experimentální ověření potvrdilo domněnku minimálního zvýšení přesnosti výpočtu implicitních forwardových sazeb geometrickým průměrem na úkor jeho značné komplikace, setrváváme u aritmetického průměru.

[5] Někdy také označována jako „teorie modifikovaných očekávání" (Dziwura – Green, 1996, s. 5).

[6] V méně častém případě klesající výnosové křivky je očekávána spotová sazba obvykle vyšší než implicitní forwardová sazba a termínová prémie je tedy záporná.

[7] Podrobněji diskuzi termínové prémie nabízí například (Shiller, 1990).

1.2 Teorie oddělených trhů (The Market Segmentation Theory)

Tato teorie, kterou poprvé předložil Culbertson (1957), předpokládá, že se na trhu vyskytují pouze investoři s extrémní averzí k riziku a podniky a finanční instituce, jejichž jediným cílem je „přežít". Všichni účastníci trhu se pokoušejí imunizovat svá portfolia: časově srovnat splatnost svých aktiv a pasiv. Hlavní strategií tedy není vyhledávání nejvhodnější investice, ale hledání časově odpovídajících aktiv k existujícím pasivům a naopak nebo alespoň zajištění podobné durace aktiv a pasiv. Dluhové cenné papíry jsou obchodovány na oddělených trzích.

Představme si pro zjednodušení pouze dva segmenty: krátkodobý a dlouhodobý. Na krátkodobém trhu nabízejí své krátkodobé zdroje banky, protože jejich pasiva ve formě klientských depozit jsou také krátkodobá, a nefinanční instituce, které se snaží využít momentálně volné zdroje. Na dlouhodobém trhu nabízejí své zdroje především penzijní fondy a pojišťovny, které se takto snaží vyrovnat časovou strukturu svých pasiv s aktivy. Na obou trzích poptává zdroje vláda na financování deficitu a podniky na financování svých investic; oba tito poptávající se opět v souladu se strategií úplné minimalizace rizika snaží získat zdroje přesně na dobu trvání svých investičních záměrů. Každý segment trhu má tedy svou vlastní poptávku a nabídku a na každém vzniká různá cena zdrojů, která nezávisí na ceně zdrojů na jiném segmentu trhu.

Tato teorie adekvátně předpokládá, že se subjekty na trhu snaží imunizovat svá portfolia. Ve skutečnosti se ale vždy jedná o kombinaci minimalizace rizika a zároveň maximalizace výnosu. Sladění časové struktury aktiv a pasiv není proto jedinou strategií jejich optimalizace.

1.3 Teorie preferovaného umístění (The Preferred Habitat Hypothesis)

Teorie preferovaného umístění se – jednoduše řečeno – snaží o znovuvysvětlení teorie preference likvidity.[8] Využívá k tomu ovšem základního aparátu teorie oddělených trhů: povoluje její předpoklad absolutního oddělení jednotlivých tržních segmentů a dodává prvek očekávání. Tvrdí, že investor se může nechat „vylákat ze svého segmentu při vidině vyšších očekávaných výnosů", tedy pokud je mu nabídnuta dostatečně velká riziková prémie, která kompenzuje riziko a transakční náklady opuštění investorova preferovaného segmentu (Modigliani – Sutch, 1966, s. 184). Riziková prémie je zde vysvětlována jako prémie za změnu preferovaného segmentu investora.[9] Dluhopisy s různou splatností tedy ještě zdaleka nejsou dokonalými substituty jako v případě čisté teorie očekávání, ale na rozdíl od teorie oddělených trhů je investor v jistých případech ochoten sledovat i jiné charakteristiky cenného papíru, než je doba splatnosti. Teorie preferovaného umístění je jakýsi hybrid obou extrémních teorií.

---

[8] Zajímavé je, že tato teorie bývá často – podle názoru autora mylně – prezentována ve smyslu teorie preference likvidity (např. klasické učebnice Kohna (1993) a Miskina (1992)). Také – pokud je nám známo – doposud jediná česká studie této oblasti (Matalík, 1993) vychází z učebnice Kohna (1993).

[9] Jestliže investor preferuje například „dlouhý" investiční horizont, bude k opakovaným investicím v „krátkém" horizontu vyžadovat kompenzaci za nejistotu a transakční náklady.

1.4 Novější (finanční) přístupy k výnosové křivce

Jedná se zejména o modely Vasiceka (1977), Coxe, Ingersolla a Rosse (1985) a různé vícefaktorové modely jako např. Gonga a Remoly (1996a, 1996b) nebo Blisse (1997). Vzhledem k účelu tohoto příspěvku a ke komplexnímu přístupu včetně poměrně rozsáhlého matematického aparátu, který by si podrobnější vysvětlení alespoň jednoho z uvedených modelů vyžadovalo, nepovažujeme rozsáhlejší analýzu uvedených prací za nutnou. Níže proto jen v obrysech naznačujeme cestu, kterou jednotlivé přístupy sledují.

První dva modely patří do skupiny modelů založených na podmínce všeobecné rovnováhy. Tyto přístupy popisují situaci ve spojitém čase a jsou technicky velmi náročné. Začínají modelováním spotové sazby, kterou definují jako výnosnost dluhopisu v momentě těsně před splatností (tzv. instantaneous rate), a pokračují modelováním implicitní časové struktury pomocí řady důkazů rovnovážného modelu ekonomiky.

Vícefaktorové modely jsou založeny na skutečnosti, že všechny veličiny, které ovlivňují změny v úrokových sazbách, se dají shrnout do několika málo zdrojů, které jsou nazvány faktory. Faktorová analýza je čistě statistickým popisem dat. Interpretace významu jednotlivých faktorů a jejich vztažení k reálným veličinám v ekonomice jsou většinou v takovýchto analýzách opomíjeny. Bliss (1997) například přichází se třemi faktory, které kumulativně vysvětlují až 95 % změn v časové struktuře úrokových sazeb. Tyto faktory postupně označuje jako „úroveň" sazeb, „sklon" a „hrb" nebo „zakřivení" výnosové křivky.

1.5 Využití výnosové křivky k predikcím

Výnosová křivka v sobě obsahuje mnoho prognosticky cenných informací. Četné empirické výzkumy ukázaly, že pomocí výnosové křivky lze predikovat nejen vývoj úrokových sazeb, ale také jiných veličin. Zajímavé je její použití k získání informací o inflačních očekáváních rozložením nominálních sazeb na část zahrnující vývoj cenové hladiny a část reprezentující *ex ante* reálné úrokové sazby.[10] Novější empirická literatura využívá výnosovou křivku rovněž k odhadům reálné ekonomické aktivity. Podobná analýza byla v českých podmínkách provedena v práci (Kotlán, 1999). Účelem tohoto příspěvku je však prověřit predikční potenciál výnosové křivky ve vztahu k úrokovým sazbám, což provedeme testováním teorie očekávání.

2. Testování teorie očekávání na českém peněžním trhu

Teorii očekávání lze empiricky testovat na různých trzích. V úvahu přichází jednak trh dluhopisů – z důvodu srovnatelné míry rizika zejména dluhopisů státních – , peněžní trh a trh mezibankovních depozit. V podmínkách ČR by testování teorie očekávání na trhu dluhopisů a na peněžním trhu bylo ztíženo různou daňovou úpravou obchodovaných instrumentů

[10] Vztahem mezi výnosovou křivkou a budoucím vývojem inflace se zabývá především Mishkin (1990a, 1990b, 1991) a Fama (1990). Nově pak navazují například Estrella a Mishkin (1997) a Day a Lange (1997).

a dále nízkou likviditou. Takový výzkum by měl nízkou vypovídací schopnost, a proto jsme se rozhodli přistoupit k testování na homogenním trhu mezibankovních depozit, který se navíc vyznačuje poměrně čilou aktivitou a na české podmínky až nebývale dlouhými časovými řadami. V následující části provádíme ekonometrickou analýzu vztahu implicitní forwardové sazby a skutečné spotové sazby v budoucnu (např. (Mishkin, 1988), (Dahlquist – Jonsson, 1995) a (Dziwura – Green, 1996)). V závěru této empirické části je uvedeno poněkud intuitivní, ale přesto významné srovnání implicitních forwardových sazeb a sazeb FRA (forward rate agreement) pro vybrané splatnosti.

2.1 Implicitní forwardová sazba a hypotéza očekávání

Budoucí úrokovou sazbu vyplývající ze současné výnosové křivky nazýváme *implicitní forwardová sazba*. Definujme implicitní forwardovou sazbu $F(t, t+n, t+m+n)$ jako nabízenou sazbu v čase t na úvěr v období $t+n$ do období $t+n+m$.[11] Například sazba $F(t, t+3, t+6)$ indikuje sazbu v čase t na úvěr, jehož čerpání začne za tři měsíce a jenž je splacen za šest měsíců (jedná se tedy o 3měsíční sazbu za tři měsíce). V souladu s definicí čisté teorie očekávání ve vztahu (1) lze odvodit, že:

$$F(t, t+n, t+m+n) = \frac{(m+n) \cdot R(t, t+m+n) - n \cdot R(t, t+n)}{m} \qquad (3)$$

Pokud bychom pro ilustraci pokračovali ve výpočtu výše uvedeného příkladu, pak implicitní 3měsíční forwardová sazba za tři měsíce je rozdílem dvojnásobku současné 6měsíční a současné 3měsíční sazby.

$$F(t, t+3, t+6) = \frac{(3+3) \cdot R(t, t+3+3) - 3 \cdot R(t, t+3)}{3} = 2 \cdot R(t, t+6) - R(t, t+3)$$

Pokračujme v ilustrativním příkladu. Z teorie očekávání vyplývá, že investor je indiferentní mezi investováním na 6 měsíců a obnovovanou investicí na 3 měsíce. Pokud by současná 6měsíční sazba $R(t, t+6)$ byla například 10 % a současná 3měsíční sazba $R(t, t+3)$ například 9 %, pak při platnosti čisté verze teorie očekávání musí být 3měsíční sazba za 3 měsíce 11 %. Tato sazba se nazývá implicitní forwardová sazba. Výpočtem lze ověřit, že:

$$2 \cdot 10\ \% - 1 \cdot 9\ \% = 11\ \%$$

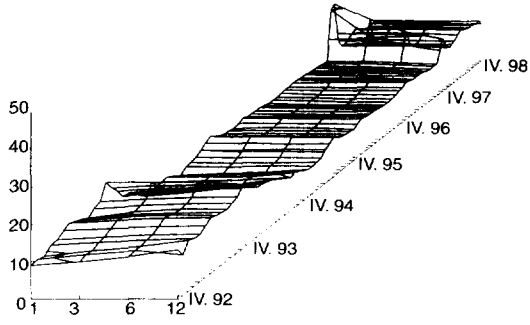
Rozdíl mezi takto definovanou forwardovou sazbou a příslušnou očekávanou spotovou sazbou nazýváme přebytečný výnos (excess return). Tento rozdíl lze zapsat jako:

$$F(t, t+n, t+m+n) - R(t+n, t+m+n) = c(n, m) + v(t+n)$$

kde $c(n, m)$ reprezentuje termínovou prémii a $v(t+n)$ chybu očekávání. Přebytečný výnos je takto rozdělen na část očekávanou (termínovou pré-

[11] Stejnou symboliku používá Dahlquist a Jonsson (1995).

GRAF 1 Vývoj výnosové křivky pro vybrané splatnosti v období 4/92–7/98



pramen: Česká národní banka

mii) a část neočekávanou. Předpokládejme, že investoři na mezibankovním trhu vytvářejí svá očekávání v souladu s teorií racionálních očekávání a že chyba očekávání není korelována s informacemi, které byly v momentě tvorby očekávání (v čase t) k dispozici. Čistá verze teorie očekávání dále předpokládá, že termínová prémie se rovná nule, zatímco teorie preference likvidity ji považuje za nenulovou a závislou na n a m, ale konstantní v čase. Pro následující část textu formulujme nulovou hypotézu existence čisté verze teorie očekávání. Předpokládáme tedy, že termínová prémie má nulovou hodnotu. Snažíme se pak o ověření hypotézy, že implicitní forwardová sazba $F(t, t + n, t + m + n)$ je schopna předpovídat budoucí spotovou sazbu $R(t + n, t + m + n)$. V regresní analýze:

$$F(t + n, t + m + n) = \alpha + \beta F(t, t + n, t + m + n) + v(t + n) \qquad (4)$$

tedy testujeme spojenou hypotézu, že $\alpha = 0$ a zároveň $\beta = 1$.

2.1.1 Data

Hypotézu očekávání jsme testovali na českém mezibankovním trhu, resp. v roce 1992 ještě na trhu federace. K dispozici jsme měli měsíční průměry sazeb PRIBOR pro všechny obchodované splatnosti (1D, 1T, 2T, 1M, 2M, 3M, 6M, 9M, 1R) od počátku obchodování na mezibankovním trhu v dubnu 1992 do července roku 1998. Dané časové řady obsahovaly 76 pozorování, s výjimkou údajů pro splatnosti 2M a 9M, kde řady obsahovaly pouze 60 pozorování, neboť v těchto splatnostech se začalo obchodovat až v srpnu 1993. Všechny údaje jsme získali v ČNB. *Graf 1* zobrazuje některé mezibankovní sazby nanesené proti času a splatnosti.

Výnosová křivka měla v první polovině sledovaného období převážně rostoucí charakter, od roku 1995 pak byla výnosová křivka, s výjimkou měnové krize na jaře roku 1997, většinou plochá.[12] *Tabulka 1* statisticky popisuje

[12] Výrazem plochá rozumíme rozpětí mezi roční a měsíční sazbou v rozmezí +/– 1 %, zatímco například ČNB tento termín interpretuje jako rozpětí v rozmezí +/– 0,1 %.

TABULKA 1 Statistický popis úrokových sazeb PRIBOR

sazba	počet pozorování	střední hodnota	minimum (červen 1994)	maximum (červen 1997)	standardní odchylka
1M	76	12,43	6,45	31,54	4,04
2M	60	12,99	6,68	28,74	3,74
3M	76	12,58	6,98	25,98	3,16
6M	76	12,70	7,28	21,26	2,77
9M	60	12,30	7,70	19,44	2,54
1R	76	12,92	8,30	19,02	2,50

pramen: ČNB, vlastní výpočty

úrokové míry, které jsme pro výpočet implicitních forwardových sazeb použili.[13] Podrobnější popis vývoje českého mezibankovního trhu v letech 1993–7 poskytuje práce (Hanousk – Kočenda, 1998).

Poté jsme podle vztahu (3) vypočítali následující implicitní forwardové sazby:

$$F(t, t+1, t+2), F(t, t+1, t+3), F(t, t+2, t+3), F(t, t+3, t+6), F(t, t+3, t+9),$$
$$F(t, t+3, t+12), F(t, t+6, t+9), F(t, t+6, t+12), F(t, t+9, t+12)$$

2.1.2 Empirická analýza

Před započetím samotné ekonometrické analýzy s využitím vztahu (4) jsme nejprve zkoumali, zda uvedené časové řady obsahují jednotkový kořen, neboť pro nestacionární časové řady není metoda OLS vhodná. Výsledky upraveného Dickeyho-Fullerova testu (ADF) a Perronova testu (PP) shrnuje *tabulka 2*.

Z provedených testů je zřejmé, že hypotézu nestacionarity lze na 1% hladině významnosti zamítnout pouze u sazeb 1M, 2M a u implicitních forwardových sazeb $F(t, t+1, t+2)$, $F(t, t+1, t+3)$ a $F(t, t+2, t+3)$. U těchto sazeb lze tedy postupovat podle vztahu (4), tj. jednoduchou regresní analýzou (viz 2.1.2.1). Většina časových řad je však v úrovních nestacionární a stacionární v prvních diferencích, jsou tedy integrovány stupněm jedna, píšeme I(1). Metoda OLS by v tomto případě mohla vést ke zdánlivé regresi,[14] a proto jsme se rozhodli provést pro tyto sazby regresi diferencovaných časových řad (viz 2.1.2.2) a testy kointegrace (viz 2.1.2.3).

2.1.2.1 Regresní analýza pro vybrané splatnosti

Výsledky z tabulky 2 indikují stacionaritu 1měsíční a 2měsíční sazby PRIBOR a korespondujících implicitních forwardových sazeb. Pro tyto splat-

[13] Na mezibankovním trhu je dlouhodobě dosahováno nejvyšších obratů (kolem 60 % všech obchodů) pro overnight (1D) splatnosti; tyto sazby však pro svou přílišnou volatilitu do analýzy nezahrnujeme. Další významná část obchodů (cca 30 %) se realizuje v pásmu splatností od jednoho do dvou týdnů (1T, 2T). Ani tyto sazby však vzhledem k metodice výpočtů do výzkumu nezahrnujeme.

[14] Ustálený český termín pro anglický „spurious regression". Blíže například (Arlt, 1997).

TABULKA 2 Výsledky testování jednotkového kořene pomocí ADF- a PP-testů

sazba	zkoumané období	ADF (úroveň)	PP (úroveň)	ADF (první diference)	PP (první diference)
1M	8/93–7/98	–5,32*	–4,04**	–8,42*	–6,98*
2M	8/93–7/98	–5,55*	–4,03**	–8,22*	–6,63*
3M	4/92–7/98	–2,32	–2,78	–6,01*	–7,32*
6M	4/92–7/98	–1,96	–2,19	–5,55*	–6,80*
9M	8/93–7/98	–4,12**	–3,38***	–6,30*	–5,42*
1R	4/92–7/98	–1,94	–2,05	–5,36*	–7,61*
$F(t, t+1, t+2)$	8/93–7/98	–5,13*	–4,12**	–7,47*	–7,46*
$F(t, t+1, t+3)$	6/93–7/98	–3,80**	–4,24*	–5,73*	–7,28*
$F(t, t+2, t+3)$	8/93–7/98	–4,24*	–4,42*	–	–
$F(t, t+3, t+6)$	4/92–7/98	–1,87	–1,76	–4,71*	–6,15*
$F(t, t+3, t+9)$	8/93–7/98	–3,51***	–3,01	–4,36*	–4,48*
$F(t, t+3, t+12)$	12/92–7/98	–1,85	–1,86	–4,72*	–5,38*
$F(t, t+6, t+9)$	8/93–7/98	–3,31***	–2,64	–3,99**	–4,57*
$F(t, t+6, t+12)$	4/92–7/98	–2,11	–2,32	–5,19*	–11,37*
$F(t, t+9, t+12)$	8/93–7/98	–3,14	–2,65	–6,06*	–5,85*

poznámka: *, ** a *** značí zamítnutí hypotézy nestacionarity na 1%, 5%, resp. 10% hladině významnosti. Testy obsahovaly konstantu a trend.

TABULKA 3 Výsledky regresní analýzy

$R(t+n, t+m+n) = \alpha_1 + \beta_1 F(t, t+n, t+m+n) + \theta_{d1}\,\mathrm{D97_5} + \theta_{d2}\mathrm{D97_6} + v(t+n)$

vysvětlovaná sazba	α_1	β_1	AR(1)	MA(1)	adj. R^2	D-W	Waldův test $\alpha_1 = 0$ a $\beta_1 = 1$ (χ^2 (p-hodn.))
$R(t+1, t+2)$	2,40 (1,68)	0,77 (0,14)			0,92	0,90	4,0 (0,13)
s ARMA	*8,79 (1,87)*	*0,32 (0,03)*	*0,94 (0,06)*	–	*0,98*	*1,52*	*772,3 (0,00)*
$R(t+2, t+3)$	2,07 (1,42)	0,80 (0,11)			0,84	0,76	5,2 (0,07)
s ARMA	*16,52 (3,72)*	*–0,23 (0,08)*	*0,95 (0,05)*	*0,49(0,13)*	*0,97*	*1,87*	*350,0 (0,00)*
$R(t+1, t+3)$	1,68 (1,36)	0,83 (0,11)			0,91	0,75	16,8 (0,00)
s ARMA	*7,57 (1,72)*	*0,40 (0,04)*	*0,94 (0,06)*	–	*0,97*	*1,60*	*91,5 (0,00)*

poznámka: standardní chyby v závorkách vypočteny pro Neweyho-Westovu upravenou kovariační matici robustní vůči autokorelaci reziduí a heteroskedasticitě

nosti je tedy možné testovat vzájemný vztah mezi implicitními forwardovými sazbami a korespondujícími spotovými sazbami jednoduchou metodou OLS podle vztahu (4). Vzhledem k výraznému vychýlení všech sledovaných časových řad v období měnové krize v červnu a v červenci 1997 jsme se rozhodli zakomponovat do regresní analýzy dvě dummy proměnné: D97_5 (červen 1997) a D97_6 (červenec 1997) s nulovými hodnotami kromě inkriminovaných měsíců, kde tyto proměnné nabývají jednotkových hodnot. Testujeme tedy vztah:

$$R(t+n, t+m+n) = \alpha_1 + \beta_1 F(t, t+n, t+m+n) + \theta_{d1}\,\mathrm{D97_5} + \theta_{d2}\mathrm{D97_6} + v(t+n)$$

Výsledky shrnuje *tabulka 3*. V tabulce uvádíme pro každou sazbu všechny údaje dvakrát: normálním písmem a kurzívou. K interpretaci údajů uvedených kuzívou (s ARMA) se dostaneme níže, povšimněme si proto nejprve

údajů uvedených normálním písmem. Konstanta α_1 je ve všech případech kladná, ale vzhledem k standardním chybám nesignifikantní. Koeficient β_1 se blíží jedné a je signifikantní ve všech případech. Pro všechny sazby se potvrdila významnost dummy proměnných, které korigují vychýlení sazeb v červnu a v červenci 1997.[15] Důležitým údajem je Durbinova-Watsonova statistika, která indikuje autokorelaci reziduí. V případě, že jsou rezidua autokorelována, metoda OLS uvádí mimo jiné nadhodnocený koeficient determinace a podhodnocené standardní chyby. Standardní chyby jsme proto vypočítali pro Neweyho-Westovu upravenou kovariační matici, jež je robustní vůči autokorelaci reziduí a heteroskedasticitě. Nadále však zůstává problémem nadhodnocený koeficient determinace.

Druhým způsobem (viz údaje kurzívou), jak pracovat s autokorelovanými rezidui, je postihnout ARMA (autoregressive moving average) procesy reziduí při specifikaci regrese. Po grafické analýze korelogramu reziduí a provedení příslušných testů (Breuschův-Godfreyho test a Ljungova-Boxova Q-statistika) byly proto v regresi zohledněny nutné AR- a MA-členy. Po této úpravě bylo dosaženo Durbinovy-Watsonovy statistiky v pásmu, kde je možné na 1% hladině významnosti spolehlivě autokorelaci reziduí zamítnout, a bylo zároveň dosaženo vysokého upraveného koeficientu determinace. Problémem ovšem je, že zohlednění ARMA-charakteristik reziduí má vliv i na koeficienty ostatní, a proto je při jejich interpretaci nutné postupovat obezřetně. Konstanta α_1 je nadále ve všech případech kladná a nyní i signifikantní, což naznačuje existenci pozitivní termínové prémie. Koeficienty β_1 jsou nižší než v předchozím případě, ale kromě sazby $R(t+2, t+3)$ mají správné znaménko. Pro všechny sazby se i v tomto případě potvrdila významnost dummy proměnných.

Jaký je tedy závěr provedených testů? Výsledky regresní analýzy potvrzují schopnost implicitních forwardových sazeb předpovídat 1měsíční sazbu za jeden měsíc a 2měsíční sazbu za jeden měsíc pro oba způsoby výpočtů. Závěr ohledně existence či neexistence čisté verze teorie očekávání lze však učinit až na základě Waldova testu, který testuje spojitou hypotézu, že $\alpha_1 = 0$ a zároveň $\beta_1 = 1$. Výsledky (viz tabulka 3) vedou k zamítnutí hypotézy existence čisté verze teorie očekávání pro testované sazby.

2.1.2.2 Regrese diferencovaných časových řad

Vzhledem k nestacionaritě většiny zkoumaných sazeb v tabulce 2 jsme se rozhodli modelovat vztah mezi těmito implicitními forwardovými sazbami a korespondujícími spotovými sazbami pomocí regrese diferencovaných časových řad. Odečtení současné spotové sazby $R(t, t+m)$ od obou stran rovnice (4) poskytne rovnici (5), která zobrazuje vztah skutečné změny úrokové sazby za n-období a očekávané změny úrokové sazby za n-období:

$$R(t+n, t+m+n) - R(t, t+m) = \alpha_2 + \beta_2[F(t, t+n, t+n+m) - R(t, t+m)] + \varepsilon(t+n) \quad (5)$$

[15] Koeficienty a stadardní chyby dummy proměnných, které v celé práci záměrně (z důvodu nepřehlednosti tabulek a malého praktického významu) neuvádíme, jsou na požádání k dispozici.

TABULKA 4 Výsledky regresní analýzy diferencovaných časových řad

$R(t+n, t+m+n) - R(t, t+m) = \alpha_2 + \beta_2[F(t, t+n, t+n+m) - R(t, t+m)] + \theta_{d1}$ D97_5 + θ_{d2}D97_6 + $\varepsilon(t+n)$

vysvětlovaná sazba	α_2	β_2	AR(1) (koef.)	MA(1) (koef.)	adj. R^2	D-W	Waldův test $\alpha_2 = 0$ a $\beta_2 = 1$ (χ^2 (p-hodn.))
$R(t+3, t+6)$	–0,33 (0,37)	0,79 (0,23)			0,53	0,66	1,3 (0,52)
s ARMA	*–0,38 (0,83)*	*1,35 (0,12)*	*0,77 (0,10)*	*0,26 (0,13)*	*0,83*	*1,85*	*8,4 (0,02)*
$R(t+3, t+9)$	–0,14 (0,32)	0,31 (0,48)			0,39	0,82	2,2 (0,34)
s ARMA	*0,03 (0,79)*	*1,28 (0,26)*	*0,76 (0,10)*	*0,47 (0,12)*	*0,80*	*1,81*	*1,2 (0,54)*
$R(t+3, t+12)$	–0,10 (0,30)	–0,09 (0,56)			0,33	0,90	4,6 (0,10)
s ARMA	*–0,17 (0,64)*	*1,09 (0,57)*	*0,69 (0,12)*	*0,54 (0,16)*	*0,72*	*1,76*	*0,1 (0,95)*
$R(t+6, t+9)$	0,18 (0,45)	0,26 (0,32)			0,49	0,61	5,5 (0,06)
s ARMA	*0,58 (1,29)*	*0,95 (0,09)*	*0,84 (0,07)*	*0,42 (0,11)*	*0,89*	*1,89*	*0,51 (0,78)*
$R(t+6, t+12)$	0,08 (0,55)	0,00 (0,29)			0,14	0,32	11,9 (0,00)
s ARMA	*–0,36 (1,16)*	*0,38 (0,26)*	*0,80 (0,08)*	*0,39 (0,10)*	*0,80*	*2,07*	*6,6 (0,04)*
$R(t+9, t+12)$	0,58 (0,59)	0,26 (0,39)			0,38	0,60	3,8 (0,15)
s ARMA	*0,80 (0,89)*	*1,04 (0,27)*	*0,74 (0,14)*	*0,79 (0,09)*	*0,87*	*2,10*	*0,9 (0,62)*

poznámka: Standardní chyby v závorkách vypočteny pro Neweyho-Westovu upravenou kovariační matici robustní vůči autokorelaci reziduí a heteroskedasticitě.

Do vztahu (5) jsme paralelně s regresní analýzou uvedenou v části 2.1.2.1 opět přidali dummy proměnné D97_5 a D97_6 (viz poznámka 15). Výsledky shrnuje *tabulka 4.*

Stejně jako v části 2.1.2.1 jsme i v tomto případě provedli výpočty dvěma metodami. Důvodem byla nízká hodnota Durbinovy-Watsonovy statistiky, která opět naznačuje autokorelaci reziduí. Výsledky zobrazené normální písmem jsou výstupy regrese se standardními chybami vypočtenými pro Neweyho-Westovu upravenou kovariační matici robustní vůči autokorelaci reziduí a heteroskedasticitě. Výsledky prezentované zde kurzívou platí pro regresní rovnici, u níž byly podle analýzy korelogramu a příslušných testů autokorelace reziduí zohledněny ARMA-procesy. Ve všech případech se jedná o ARMA(1,1)-procesy.

Analýzou podle první metody bylo zjištěno, že konstanta se ve většině případů pohybuje kolem nulové hodnoty a není statisticky signifikantní, což naznačuje neexistenci termínové prémie. Koeficient β_2 se blíží hodnotě jedna pouze u sazby $R(t+3, t+6)$, což indikuje zamítnutí hypotézy existence teorie očekávání v obou jejích verzích pro všechny ostatní sazby. Dummy proměnné jsou ve všech případech signifikantní. Problémem zůstává nadhodnocený koeficient determinace.

Při regresi s reziduy modelovanými ARMA-procesy bylo dosaženo poměrně lepších výsledků. Konstanta zůstává nadále statisticky nesignifikantní, ale koeficient β_2 již nabývá (kromě sazby $R(t+6, t+12)$) očekávané hodnoty kolem jedné. Pro dummy proměnné platí totéž co v předchozím případě a koeficient determinace ukazuje také velmi příznivé hodnoty.

Závěrem této analýzy je zjištění, že obě metody poskytují výrazně odlišné výsledky. První metoda, jež se díky výrazné autokorelaci reziduí jeví jako méně spolehlivá, poukazuje na neplatnost teorie očekávání v obou zkoumaných verzích, kromě sazby $R(t+3,t+6)$, kde Waldův test indikuje přijetí

TABULKA 5 Výsledky kointegrační regrese a testů stacionarity reziduí

$R(t+n, t+m+n) = \alpha_3 + \beta_3 F(t, t+n, t+m+n) + v(t+n)$					
vysvětlovaná sazba	α_3	β_3	adj. R^2	ADF	kointegrace
$R(t+3, t+6)$	4,65 (2,04)	0,63 (0,15)	0,25	–3,20**	ano
$R(t+3, t+9)$	3,65 (1,70)	0,71 (0,14)	0,31	–4,20**	ano
$R(t+3, t+12)$	4,52 (1,45)	0,62 (0,11)	0,33	–3,81**	ano
$R(t+6, t+9)$	8,46 (2,59)	0,34 (0,21)	0,03	–2,95**	ano
$R(t+6, t+12)$	9,13 (2,62)	0,28 (0,22)	0,04	–1,94	ne
$R(t+9, t+12)$	12,26 (2,06)	0,04 (0,23)	–0,02	–3,10**	ano

poznámka.: ** značí zamítnutí hypotézy nekointegrace na 5% hladině významnosti. V závorkách standardní chyby.

hypotézy existence čisté verze teorie očekávání. Pokud se přidržíme spolehlivější analýzy se zohledněnými ARMA-procesy reziduí (metoda GLS), pak Waldův test indikuje přijetí hypotézy existence čisté verze teorie očekávání pro všechny sazby kromě sazeb $R(t+6, t+12)$ a $R(t+3, t+6)$.

Vzhledem k tomu, že modely v diferencované podobě nemají dlouhodobé řešení, může regrese diferencovaných časových řad vést ke ztrátě dlouhodobých charakteristik dat (viz (Charemza – Deadman, 1992)). Pro potvrzení dlouhodobého vztahu mezi sledovanými sazbami jsme se proto v další části rozhodli provést kointegrační analýzu.

2.1.2.3 Kointegrační analýza

Obecně platí, že časové řady jsou kointegrovány stupněm d,b, kde $d \geq b \geq 0$, píšeme $x_t, y_t \sim CI\ (d,b)$, pokud jsou obě řady shodně integrovány stupněm d a pokud existuje lineární kombinace těchto veličin, která je integrována stupněm d-b. Nejobvyklejší případ je ten, kdy pracujeme se dvěma časovými řadami, které jsou integrovány shodně stupněm jedna a jejichž lineární kombinace je integrována stupněm nula, tedy je stacionární. Nejjednodušší metoda testování kointegrace, kterou jsme využili i my, spočívá v testování stacionarity reziduí z kointegrační rovnice, kde kointegrační koeficienty tvoří původní koeficienty vypočtené z regresní rovnice typu (4).[16] Výsledky kointegrační regrese shrnuje *tabulka 5*. V tomto bodě nás zajímají především výsledky testování jednotkového kořene reziduí reprezentované zde upraveným Dickeyho-Fullerovým testem (ADF).

[16] Ačkoliv Enders (1995) zmiňuje některé problémy, které se při tomto jednoduchém testu mohou objevit, jsme přesvědčeni, že v prostředí, kdy testujeme vždy kointegraci pouze dvou řad, je tento model dostačující. Navíc podobně postupují často i zahraniční práce. Alternativně lze testovat kointegraci populární Johansenovou metodou, založenou na modelech VAR, které jsou vhodné právě v případech, kdy testujeme závislost více řad. Podrobněji viz (Enders, 1995) a (Harris, 1995).

Jak je patrno z tabulky, hypotézu nekointegrace přijímáme pouze pro sazbu $R(t+6, t+12)$. Zamítnutí kointegrace pro sazbu $R(t+6, t+12)$ zároveň potvrzuje závěr části 2.1.2.2, kde jsme pro tuto sazbu odmítli existenci čisté verze teorie očekávání (viz tabulka 4).

První dva sloupce tabulky zobrazují odhady konstanty α_3 a koeficientu β_3. Vzhledem k uvedeným standardním chybám se tyto odhady většinou jeví statisticky významné. S časovým horizontem predikce rostoucí konstanta a klesající koeficient implikují existenci pozitivní termínové prémie, a tudíž vyvrácení nulové hypotézy existence čisté verze teorie očekávání. Při interpretaci významnosti konstanty a koeficientu je však nutné postupovat obezřetně, neboť se jedná o nestacionární časové řady. Ač podmínka kointegrace u nestacionárních řad umožňuje využití tradičních testů významnosti, dalším problémem je v našem případě nízká hodnota Durbinovy-Watsonovy statistiky u všech kointegračních regresí.[17] Proto nepovažujeme získané hodnoty konstanty a koeficientu za spolehlivé. Zajímavá je interpretace koeficientu determinace. Ukazuje se, že u 3měsíčních předpovědí je výrazně vyšší než u předpovědí na 6 měsíců dopředu. Na základě dodatečných testů, které jsme provedli (s dummy proměnnými a s AR-členy), se domníváme, že příčinou je vychýlení časových řad v období měnové krize.

Závěrem kointegrační analýzy je zjištění, že uvedené sazby jsou – až na jednu výjimku – se svými protějšky v podobě implicitních forwardových sazeb kointegrovány.

2.1.2.4 Shrnutí

V empirické části jsme se pokusili o testování nulové hypotézy, že implicitní forwardové sazby jsou schopny předpovídat budoucí spotové sazby při neexistenci termínové prémie. Testovali jsme tedy existenci teorie očekávání v její čisté verzi. Ekonometrické instrumentárium, jež jsme k testování použili, lze rozdělit na regresní testy (OLS, GLS) a na testy kointegrace. Regresní analýza v oddílech 2.1.2.1 a 2.1.2.2 prokázala schopnost většiny implicitních forwardových sazeb předpovídat budoucí korespondující spotové sazby a kointegrační analýza v oddílu 2.1.2.3 dále potvrdila dlouhodobý vztah mezi zmíněnými (nestacionárními) sazbami. Výsledky pro jednotlivé sazby se však značně liší. Přehledně je shrnuje *tabulka 6*.

K dosaženým výsledkům je nutné přistupovat obezřetně, neboť analýza byla založena na měsíčních průměrech. Otázkou také je, nakolik jsou kótované sazby pro delší splatnosti vzhledem k nízké likviditě tohoto sektoru mezibankovního trhu (viz poznámka 13) reprezentativní. S přihlédnutím k výše uvedenému lze však shrnout výsledky empirické části následovně: Ukázalo se, že pro některé sazby čistá verze teorie očekávání neplatí (sazby $R(t+1, t+2)$, $R(t+1, t+3)$) a pro některé sazby neplatí ani verze s rizikovou prémií ($R(t+2, t+3)$, $R(t+6, t+12)$). Pro sazbu $R(t+3, t+6)$ jsou výsledky nejednoznačné, když GLS regrese (s ARMA upravenými rezidui) diferencovaných řad hypotézu nepotvrzuje, ale OLS-analýza naznačuje opačné závěry.

[17] Jinou možností formulace kointegrační rovnice je výpočet kointegračního koeficientu z ADL (Autoregressive Distributed Lag)-modelu a poté přechod na model korekce chyb (ECM). Ač se tento postup jeví vhodný právě v případě autokorelovaných reziduí, experimentální výpočty, které jsme provedli, mnoho nových povzbudivých výsledků nepřinesly.

TABULKA 6 Platnost čisté verze teorie očekávání pro různé splatnosti

sazba	metoda analýzy	platnost čisté verze teorie očekávání (p-hodnota dle tabulek 3 a 4)
R(t+1, t+2)	úrovňová regrese	ne (0,00)
R(t+1, t+3)	úrovňová regrese	ne (0,00)
R(t+2, t+3)	úrovňová regrese	ne (0,00)*
R(t+3, t+6)	regrese diferencovaných řad, kointegrace	ne (0,02) ano (0,52 dle OLS)
R(t+3, t+9)	regrese diferencovaných řad, kointegrace	ano (0,54)
R(t+3, t+12)	regrese diferencovaných řad, kointegrace	ano (0,95)
R(t+6, t+9)	regrese diferencovaných řad, kointegrace	ano (0,78)
R(t+6, t+12)	regrese diferencovaných řad, kointegrace	ne (0,04)*
R(t+9, t+12)	regrese diferencovaných řad, kointegrace	ano (0,62)

poznámka: * Neplatí ani teorie preference likvidity.

Pro ostatní sazby se pak hypotéza existence čisté verze teorie očekávání potvrdila. Ukázalo se, že u sedmi z devíti splatností poskytuje současná výnosová křivka významné informace o budoucích úrokových sazbách.

2.2 Skutečná očekávání na mezibankovním trhu a implicitní forwardové sazby

Předcházející text vedl k přijetí nulové hypotézy funkčnosti čisté verze teorie očekávání na českém mezibankovním trhu pro některé sazby a k jejímu odmítnutí pro jiné. V následující části se pokusíme odpovědět na otázku, do jaké míry se liší předpovědi subjektů mezibankovního trhu od předpovědí založených na této jednoduché teorii.

K popisu agregátního očekávání tržních subjektů ohledně výše úrokových sazeb využijeme ukazatel FRA (forward rate agreement). Tento ukazatel denně agreguje ČNB z kótací sedmi referenčních bank na mezibankovním trhu depozit. Ukazatel FRA je kótován pro následující splatnosti: FRA 3*6, FRA 3*9, FRA 6*9, FRA 6*12 a FRA 9*12, kde první číslo vždy značí, za jakou dobu je úvěr poskytnut, a druhé číslo značí, za jakou dobu je úvěr splacen[18]. Kótace FRA 3*6 tedy indikuje 3měsíční sazbu s platností za tři měsíce, kótace FRA 3*9 indikuje 6měsíční sazbu za tři měsíce atd. V souladu s předchozím textem budeme nadále sazby FRA značit stylem *FRA(t,t+n,t+n+m)*. Např. FRA 3*6 označíme jako *FRA(t,t*+3, *t*+6).

Formulujme nyní hypotézu, že subjekty na trhu vytvářejí svá očekávání ohledně budoucích úrokových sazeb v souladu s teorií očekávání za předpokladu nenulové termínové prémie (podle teorie preference likvidity). Potom platí:

[18] ČNB kótuje i sazbu FRA 12*24, se kterou zde však z důvodu nedostupnosti korespondující implicitní forwardové sazby nepracujeme.

TABULKA 7 Výsledky kointegrační regrese a testů stacionarity reziduí

$FRA(t, t+n, t+n+m) = \alpha_4 + \beta_4 F(t, t+n, t+n+m) + \varphi$					
vysvětlovaná sazba	α_4	β_4	adj. R^2	ADF	kointegrace
FRA (*t*, *t*+3, *t*+6)	3,52 (0,31)	0,73 (0,02)	0,79	–3,85**	ano
FRA (*t*, *t*+3, *t*+9)	2,60 (0,27)	0,79 (0,02)	0,84	–4,38**	ano
FRA (*t*, *t*+6, *t*+9)	3,22 (0,27)	0,72 (0,01)	0,81	–4,77**	ano
FRA (*t*, *t*+6, *t*+12)	2,73 (0,32)	0,74 (0,02)	0,77	–3,07**	ano
FRA (*t*, *t*+9, *t*+12)	3,50 (0,37)	0,65 (0,02)	0,66	–2,17	ne

poznámka.: ** značí zamítnutí hypotézy nekointegrace na 5% hladině významnosti. V závorkách standardní chyby.

$$FRA\ (t,\ t+n,\ t+n+m) = \alpha_4 + \beta_4 F(t,\ t+n,\ t+n+m) + \varphi \qquad (6)$$

V regresním vztahu (6) očekáváme, že koeficient $\beta_4 = 1$. Pokud by platila čistá verze teorie očekávání, pak zároveň $\alpha_4 = 0$. Naopak nenulové hodnoty konstanty by indikovaly formování očekávání podle teorie preference likvidity.

2.2.1 Empirická analýza

2.2.1.1 Data

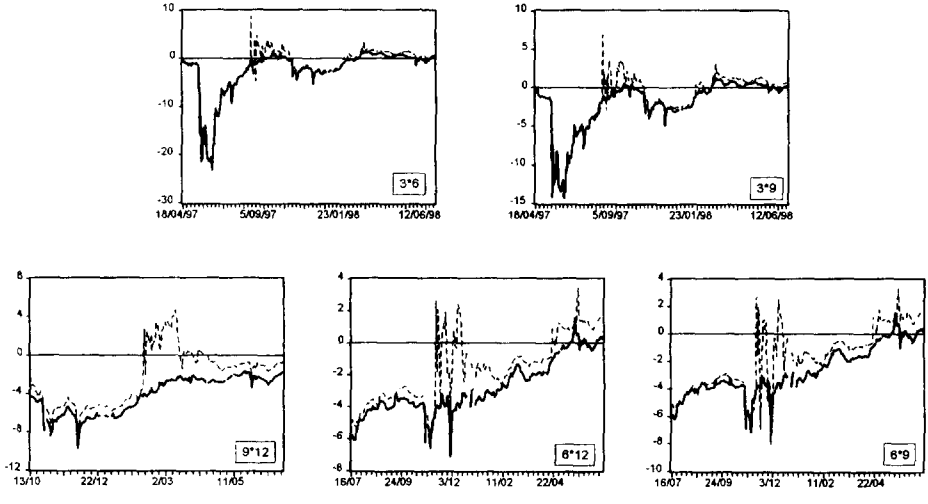
Pro empirickou analýzu jsme měli k dispozici *denní* data sazeb FRA ve všech kótacích od počátku jejich zveřejňování 21. 1. 1997 do 30. 6. 1998. Dané časové řady obsahovaly 365 pozorování pro všechny kótace. Všechna data jsme získali z České národní banky. Z denních údajů o spotových sazbách jsme dále podle vztahu (3) vypočítali denní implicitní forwardové sazby pro uvedené období a korespondující splatnosti.

2.2.1.2 Kointegrační analýza

Před započetím regresní analýzy podle (6) jsme testovali přítomnost jednotkového kořene ve všech časových řadách. Protože všechny řady jsou integrovány stupněm jedna, nelze dále postupovat metodou OLS. Rozhodli jsme se proto pro kointegrační analýzu. Postupovali jsme opět testováním stacionarity reziduí z kointegrační rovnice, kde kointegrační koeficienty tvoří koeficienty vypočtené podle rovnice (6). Výsledky shrnuje *tabulka 7*.

Jak je z provedených výpočtů patrno, hypotézu nekointegrace zamítáme na 5% hladině významnosti pro všechny sazby s výjimkou sazby FRA(*t*, *t*+9, *t*+12), u které hypotézu nekointegrace přijímáme. Co se koeficientu a konstanty týče, platí pro obezřetnost jejich interpretace totéž co u kointegrační analýzy shrnuté v tabulce 5. S přihlédnutím k tomuto faktu lze však konstatovat, že subjekty na trhu zřejmě neformují svá očekávání podle čisté

GRAF 2 Chyby předpovědí budoucí spotové sazby uskutečněné podle sazeb FRA a implicitních forwardových sazeb



poznámka: - - - chyby dle implicitních forwardových sazeb
—— chyby podle sazeb FRA
data podle ČNB; implicitní forwardové sazby: vlastní výpočty podle dat ČNB
Pro sazby 3 měsíce dopředu byly údaje k dispozici od 18. 4. 97, pro sazby 6 měsíců dopředu od 16. 7. 97 a pro sazby 9 měsíců dopředu od 13. 10. 97.

verze teorie očekávání a že termínová prémie nabývá pravděpodobně nenulových hodnot. Vzhledem k velikosti koeficientu β_4 a k hodnotám upraveného koeficientu determinace lze usuzovat, že teorie očekávání (ve verzi teorie preference likvidity) má při formování očekávání subjektů ohledně budoucích úrokových sazeb nemalý význam.

Pro jednoduché porovnání úspěšnosti předpovědí úrokových sazeb na základě teorie očekávání (v čisté verzi) a na základě sazeb FRA jsme zkonstruovali soubor grafů. *Graf 2* zobrazuje chyby předpovědí budoucí spotové sazby při využití implicitní forwardové sazby (přerušovaná čára) a při využití sazby FRA (plná čára) pro zkoumané splatnosti. Od vypočtené forwardové sazby a od sazby FRA vždy odečítáme korespondující spotovou sazbu.

Jak je z grafu 2 patrno, chyby predikcí jsou ve významné části sledovaného období záporné, což znamená neustále nižší odhady budoucí spotové sazby, než byly její skutečné hodnoty. K zjištění relativní úspěšnosti obou metod porovnáme průměrné chyby předpovědí (viz *tabulka 8*).

Z tabulky vyplývá, že pomocí implicitních forwardových sazeb bylo v daném období možné dosáhnout *průměrně* úspěšnější předpovědi budoucích spotových sazeb než pomocí sazeb FRA. Jak ukazují údaje v závorkách, tato v průměru úspěšnější metoda však vykazovala větší standardní chyby, byla tedy zatížena větší nejistotou.[19]

Z výše uvedeného vyplývá, že výnosová křivka je nejen dobrým nástrojem k předpovídání budoucích spotových sazeb, ale že předpovědi na ní

TABULKA 8 Průměrné chyby předpovědí budoucí spotové sazby[a]

předpovídaná sazba	podle implicitní forwardové sazby [%]	podle sazby FRA [%]
$R(t+3, t+6)$	–1,94 (5,33)	–2,51 (4,97)
$R(t+3, t+9)$	–1,54 (3,68)	–2,08 (3,32)
$R(t+6, t+12)$	–1,64 (2,03)	–2,80 (1,73)
$R(t+6, t+9)$	–1,77 (2,24)	–2,68 (1,79)
$R(t+9, t+12)$	–2,20 (2,95)	–4,17 (1,91)

[a] Tradičními metodami pro měření přesnosti odhadu jsou střední chyba (mean average error, MAE), střední absolutní procentní chyba (mean of absolute percentage error, MAPE) a odmocněná střední čtvercová chyba (root mean square error, RMSE); podrobněji viz (Gaynor – Kirkpatrick, 1994). V tomto textu uvádíme chyby podle MAE. Podobné výsledky jsme obdrželi i při experimentování s metodou MAPE. Použití populární metody RMSE by v našem případě mělo za následek velké zdůraznění chyb odhadu v krátkém období měnové krize (RMSE pracuje s druhými mocninami chyb), což by – podle našeho názoru – vedlo k nepatřičnému vychýlení celé průměrné chyby.

poznámka: V závorkách standardní odchylky.

založené jsou dokonce v průměru úspěšnější než předpovědi založené na sazbách FRA. Tento závěr je podstatný nejen pro subjekty na trhu mezibankovních depozit, ale také pro extrakci inflačních očekávání centrální bankou. Důvodem odlišnosti těchto dvou sazeb může být různá prémie za likviditu na spotovém a na forwardovém segmentu trhu. Jiným vysvětlením je, že účastníci trhu využívají při svých aktivitách na obou segmentech trhu rozdílný soubor informací. Rozdíl mezi oběma forwardovými sazbami a korespondující spotovou sazbou lze pak vysvětlit opakováním systematické chyby účastníků trhu, rizikovou prémií nebo změnami inflačních očekávání. Podrobnou analýzou těchto problémů se zabývá (Kotlán, 1998).

2.2.2 Shrnutí

V předcházející části jsme se snažili zjistit, zda lze pomocí implicitních forwardových sazeb předpovídat vývoj budoucích spotových sazeb na českém mezibankovním trhu. V této části jsme zkoumali vztah mezi skutečnými očekáváními subjektů na trhu mezibankovních depozit ohledně vývoje úrokových sazeb, pro jejichž reprezentaci jsme si vybrali sazby FRA, a mezi implicitními forwardovými sazbami. Nejprve jsme pomocí kointegrační analýzy dospěli k závěru, že mezi sazbami FRA a implicitními forwardovými sazbami existuje významný dlouhodobý vztah. Poté jsme porovnali chyby predikce, které subjekty dělají při použití sazeb FRA, s chybami predikce, které by vznikly při předpovídání úrokových sazeb na bázi implicitních forwardových sazeb. Dospěli jsme k závěru, že chyby predikce s použitím implicitních forwardových sazeb jsou *v průměru* nižší než chyby predikce při použití sazeb FRA.

[19] Výrazně vyšší standardní odchylky u prvních dvou sazeb jsou způsobeny faktem, že tyto sazby, vzhledem k počátku publikací údajů FRA, zahrnují období měnové krize na jaře 1997 (viz poznámka pod grafem 2).

3. Shrnutí a závěry

Cílem tohoto příspěvku bylo prezentovat uceleným způsobem teorie vysvětlující tvar výnosové křivky a testovat nejrozšířenější z nich, teorii očekávání, na českém mezibankovním trhu. Samotnou empirickou část práce, v níž se testováním zabýváme, lze rozdělit na dva oddíly.

Nejprve jsme testovali teorii očekávání pomocí vztahu mezi implicitní forwardovou sazbou (vyplývající z výnosové křivky) a skutečnou spotovou sazbou v budoucnu. Ukázalo se, že implicitní forwardové sazby jsou významně schopny předpovídat budoucí spotové sazby. V další části jsme provedli porovnání skutečných očekávání tržních subjektů ohledně vývoje úrokových sazeb v budoucnu a očekávání vyvinutých podle tvaru výnosové křivky (tj. podle implicitních forwardových sazeb). Jako indikátor tržních očekávání o budoucím vývoji sazeb jsme použili sazby termínových kontraktů FRA. Zjistili jsme, že mezi implicitními forwardovými sazbami a sazbami FRA existuje významný dlouhodobý vztah. Dalším zjištěním je, že v průměru byly ve sledovaném období chyby v očekávání budoucích úrokových sazeb nižší při použití implicitních forwardových sazeb (tedy čisté verze teorie očekávání).

Závěrem provedených analýz je, že na českém mezibankovním trhu nelze jednoznačně přijmout hypotézu existence čisté verze teorie očekávání. Pro některé splatnosti se sice tato teorie ukázala přijatelná, pro jiné se jako vhodnější jeví teorie preference likvidity. Subjekty na trhu teorii očekávání v čisté verzi zřejmě při formování svých predikcí ohledně vývoje úrokových sazeb nevyužívají. K tomuto závěru nás vede skutečnost, že použití čisté verze teorie očekávání je schopné poskytnout v průměru úspěšnější predikce úrokových sazeb než použití sazeb FRA. Těchto poznatků bylo dosaženo empirickou analýzou měsíčních průměrů úrokových sazeb; s rostoucí délkou časových řad je bude nutné nadále testovat.

LITERATURA

ABKEN, P. A. (1990): Innovations in Modelling the Term Structure of Interest Rates. *FRB of Atlanta Economic Review*, July/August1990, pp. 2–27.

ARLT, J. (1997): Kointegrace v jednorovnicových modelech. *Politická ekonomie*, 1997, č. 5, ss. 733–746.

BEKAERT, G. – HODRICK, J. R. – MARSHALL, D. (1996): On Biases in Tests of the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates. *FRB of Chicago Working Papers Series*, WP-96-3, January1996.

BELONGIA, M. T. – KOEDIJK, K. G. (1988): Testing the Expectations Model of the Term Structure: Some Conjectures on the Effects of Institutional Changes. *FRB of St. Louis Review*, Vol. 70, 1988, no. 5.

BLISS, R. R. (1997): Movements in the Term Structure of Interest Rates. *FRB of Atlanta Economic Review*, Fourth Quarter 1997, pp. 16–33.

CAMPBELL, J. Y. – SHILLER, R. J. (1991): Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View. *Review of Economic Studies*, 58, 1991, pp. 459–514.

CAMPBELL, J. Y. (1995): Some Lessons from the Yield Curve. *Journal of Economic Perspectives*, 3, Summer 1995, pp. 129–152.

COX, C. J. – INGERSOLL, J. E. Jr. – ROSS, S. A. (1985): A Theory of the Term Structure of Interest Rates. *Econometrica*, 2, March 1985, pp.385–407.

CULBERTSON, J. M. (1957): The Term Structure of Interest Rates. *Quarterly Journal of Economics*, November 1957.

DAHLQUIST, M. – JONSSON, G. (1995): The information in Swedish Short-maturity Forward Rates. *European Economic Review*, 39, 1995, pp.1115–1131.

DAY, J – LANGE, R. (1997): The Structure of Interest Rates in Canada: Information Content about Medium-Term Inflation. *Bank of Canada Working Paper*, 1997, no. 97–10.

Deutsche Bundesbank (1997): Stripping of Bunds. *Deutsche Bundesbank Monthly Report*, July 1997, pp.17–22.

DZIWURA, J. R. – GREEN, E. M. (1996): Interest Rate Expectations and the Shape of the Yield Curve. *FRB of New York Research Paper*, September 1996, no. 9631.

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

ESTRELLA, A. – MISHKIN, F. S. (1997): The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and in the United States: Implications for the European Central Bank. *European Economic Review*, 41, 1997, pp.1375–1401.

FAMA, E. F. (1990): Term-Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns. *Journal of Monetary Economics*, 1990, no. 25, pp.59–76.

GAYNOR, P. E. – KIRKPATRICK, R. C. (1994): *Introduction to Time-Series Modeling and Forecasting in Business and Economics*. McGraw-Hill, 1994.

GONG, F. F. – REMOLA, E. (1996a): A Three-factor Econometric Model of the U.S. Term Structure. *FRB of New York Research Paper*, July 1996, no. 9619.

GONG, F. F. – REMOLA, E. (1996b): Two Factors Along the Yield Curve. *FRB of New York Research Paper*, June 1996, no. 9613.

GUJARATI, D. N. (1995): *Basic Econometrics*. McGraw-Hill, 1995.

HA, Y. – REDDELL, M. (1998): What Do Forward Interest and Exchange Rates Tell Us? *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, Vol. 61, 1998, no. 2.

HANOUSEK, J. – KOČENDA, E. (1998): Monetární vazby na českém mezibankovním trhu. *Finance a úvěr*, 1998, č. 2, ss. 99–109.

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

HAUGEN, R. A. (1997): *Modern Investment Theory*. 4th edition. Prentice-Hall, New Jersey, 1997.

CHAREMZA, W. W. – DEADMAN, D. F. (1992): *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar Publishing Ltd., 1992.

KOHN, M. (1993): *Money, Banking, and Financial Markets*. 2nd edition. Dryden Press, 1993.

KOTLÁN, V. (1998): Interest Rate Forecasting and the Yield Curve: Some Empirical Evidence in the Czech Economy. Sborník z konference *„Perspektivy bankovnictví po roce 2000 v České republice a ve světě"*. Karviná, OPF-SU, říjen 1998.

KOTLÁN, V. (1999): Jsou finanční indikátory schopny předpovídat vývoj ekonomické aktivity? *Politická ekonomie*, 1999, č. 4.

MARIEL, P. (1995): Kointegrační testy v ekonomii. *Politická ekonomie*, 1995, č. 5, ss. 820–833.

MATALÍK, I. (1994): Výnosová křivka – teorie a praxe českého finančního trhu v kontextu měnové politiky ČNB v r. 1993. *Finance a úvěr*, 1994, č. 11, ss. 597–609.

MCCULLOCH, J. (1990): U.S. Government Term Structure Data. In: Friedman, B. M. – Hahn, F. H.: *Handbook of Monetary Economics*. Elsevier Science Publishers B.V., 1990.

MISHKIN, F. S. (1992): *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. 3rd edition. Harper-Collins Publishers, New York, 1992.

MISHKIN, F. S. (1990a): The Information in the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation. *Quarterly Journal of Economics*, August 1990, pp. 815–828.

MISHKIN, F. S. (1988): The Information in the Term Structure: Some Further Results. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 3, 1988, pp. 307–314.

MISHKIN, F. S. (1991): A Multi–Country Study of the Information in the Shorter Maturity Term Structure about Future Inflation. *Journal of International Money and Finance*, 1991, no. 10, pp. 2–22.

MISHKIN, F. S. (1990b): What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation? *Journal of Monetary Economics*, 25, 1990, pp. 77–95.

MODIGLIANI, F. – SUTCH, R. (1966): Innovations in Interest Rate Policy. *American Economic Review*, 1966, no. 2, pp. 178–197.

ROBERDS, W. – WHITEMAN, C. H. (1996): Endogenous Term Premia and Anomalies in the Term Structure of Interest Rates: Explaining the Predictability Smile. *FRB of Atlanta Working Paper Series*, WP 96–11, October 1996.

RUDEBUSH, G. D. (1995a): Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure. *FRB of San Francisco Working Papers in Applied Economic Theory*, WP 95–02, February 1995.

RUDEBUSH, G. D. (1995b): Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure. *Journal of Monetary Economics*, 35, 1995, pp. 245–274.

SHILLER, R. J. (1990): The Term Structure of Interest Rates. In: Friedman, B. M. – Hahn, F. H.: *Handbook of Monetary Economics*. Elsevier Science Publishers B.V., 1990, pp. 627–722.

SCHICH, S. T. (1997): Estimating the Term Structure of Interest Rates. *Deutsche Bundesbank Monthly Report*, October 1997, pp. 61–66.

VASICEK, O. (1977): An Equilibrium Characterization of the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, 1977, no. 5, pp. 177–188.

SUMMARY

JEL Classification: E43, C53, E47
Keywords: yield curve – implicit forward rates – expectations hypothesis – FRA

The Yield Curve in Theory and in Practice of the Czech Interbank Market

Viktor KOTLÁN – Faculty of Economics, Technical University of Ostrava

The paper presents the theoretical background of the yield curve and tests the expectations hypothesis in the Czech interbank market. The first section concentrates on the main theories explaining the behavior of the yield curve; traditional as well as some new approaches (general equilibrium and multi-factor models) are discussed. The second section offers an empirical analysis of the expectations hypothesis using OLS and GLS regressions and cointegration tests. The relationship between rates on FRAs (Forward Rate Agreements) and implicit forward rates is also explored. The last section summarizes the results.

The author finds that the spot yield curve contains significant information about future interest rates. The results show that the expectations hypothesis in its pure form is valid for some maturities, though not for all. The findings should, however, be treated with caution, since relatively short time series (76 observations) of average monthly interest rates are used. The author further finds that even though the market participants employ the implicit forward rates in forming their interest rates forecasts, the expectations hypothesis in its pure form was, on average, more successful in predicting future interest rates than were the market participants' forecasts measured by FRA rates.