

## KLIENTSKÉ KREDITNÍ PRÉMIE A MAKROEKONOMICKÝ VÝVOJ

Jan Brůha<sup>♦</sup>

*Cílem článku je přispět k porozumění dynamiky clientských kreditních prémie (tj. rozdílu mezi referenčními úrokovými mírami a sazbami clientských úvěrů podobné splatnosti) v české ekonomice. Text dokladuje historický vývoj kreditní prémie. Dále je navržen model, který zkoumá vztah této prémie k hospodářskému cyklu, a je ukázáno, že její současná výše je do značné míry vysvětlitelná cyklickou pozicí ekonomiky. Tento model je použitelný nejenom jako nástroj na vysvětlení pozorované prémie, ale může sloužit i k prognózování této prémie do budoucna, neboť je napojen na veličiny používané v jádrovém prognostickém modelu ČNB.*

### 1. MOTIVACE

Na počátku roku 2009 začaly klesat úrokové míry peněžního trhu, kdežto clientské sazby na úvěry poskytované bankami domácnostem a nefinančním podnikům buď neklesaly, nebo klesaly pomaleji než sazby peněžního trhu. Z tohoto důvodu byl oživen zájem o analýzu clientské kreditní prémie, tj. o rozdíl mezi referenčními úrokovými mírami (což jsou pro účely tohoto textu úrokové sazby peněžního trhu a pro delší horizont úrokové míry IRS) a sazbami clientských úvěrů srovnatelných splatností. Existuje více důvodů proč věnovat kreditním prémie pozornost.

Za prvé, kreditní prémie je důležitou částí transmisního mechanismu měnové politiky, který je možné popsat následovně: sazba měnové politiky → sazby na peněžním trhu → clientské sazby.<sup>1</sup> Vzhledem k růstu kreditní prémie od roku 2009 se vyskytují otázky ohledně toho, nakolik je druhý článek transmisního mechanismu, tj. transmise z peněžního trhu ke clientských sazbám, citlivý na aktuální hospodářský cyklus.

Za druhé, clientská kreditní prémie souvisí s finanční stabilitou z několika důvodů. Výše clientské prémie např. ovlivňuje ziskovost bank, přičemž modelování ziskovosti bank je důležitou částí zátěžového testování. Je tedy důležité porozumět dynamice clientské kreditní prémie: zda odráží změnu rizikivosti půjček v průběhu hospodářského cyklu nebo jednorázové vlivy, jako např. zamrznutý úvěrový kanál a institucionální strnulosti. Tato odlišná vysvětlení mohou mít odlišné důsledky pro odhad rizikivosti investic a ziskovosti bank.<sup>2</sup>

Za třetí, jak v akademické literatuře, tak i v praxi centrálního bankovníctví, se věnuje pozornost otázce, zda mají

finanční proměnné (úrokové sazby a jejich spready, agregátní statistiky finančních proměnných jakými jsou úvěry v selhání nebo finanční indikátory podniků) netriviální predikční schopnost pro makroekonomické agregáty (ekonomickou aktivitu a inflaci). Pokud tomu tak je, pak je možné rozšířit portfolio predikčních nástrojů používaných v centrální bance pro krátkodobé predikce.

Empirický vztah mezi makroekonomickými a finančními proměnnými má ovšem také implikace pro makroekonomické modely s finančním sektorem. Je tomu tak z toho důvodu, že různé teoretické mechanismy popisující interakci mezi makroekonomickou dynamikou a finančním sektorem mají obecně různé empirické implikace ohledně predikovatelnosti makroekonomických agregátů pomocí finančních proměnných. Vzhledem k tomu, že makroekonomické modely s finančním sektorem začínají být velmi populární v centrálních bankách a hospodářskopolitických institucích, je důležité mít nástroj na vyhodnocování těchto konkurenčních mechanismů. Tyto konkurenční mechanismy mohou mít odlišné implikace pro žádoucí nastavení měnové politiky, která by brala v potaz také interakce reálné ekonomiky s finančním sektorem nebo finanční stabilitu.

Skutečnost, že (zatím) neexistuje konsenzuální názor na správné modelování makro-finančních mechanismů, je možné ilustrovat tím, že různí autoři považují různé mechanismy v interakci makroekonomické dynamiky a finančního systému za různě důležité. Část literatury se věnuje spíše „poptávkové“ straně, kdežto např. Adrian et al. (2010) argumentují pro „nabídkové“ efekty. Nejistotu o správném modelování těchto interakcí ilustruje ale i vývoj prací jednotlivých autorů; např. Woodford a Curdia (2009a,b, 2010) v sérii článků zkoumají spready mezi sazbami vkladů a půjček. Tato série článků ukazuje vývoj jejich

♦ Autor tohoto textu děkuje za připomínky a komentáře J. Fraitovi, M. Hlaváčkovi, T. Hlédíkovi, T. Holubovi, L. Komárkovi, J. Sobotkovi a K. Šmídkové.

1 To je dáno tím, že většina ekonomických subjektů (domácnosti, firmy) nepříjde do přímého styku s úrokovými sazbami měnové autority nebo s peněžním trhem, ale přijde do styku s úrokovými sazbami komerčních bank.

2 Gambacorta (2009) argumentuje, že prostředí nízkých úrokových sazeb může zvyšovat přijímání rizika investory z následujících možných příčin: inflační iluze na straně části investorů, používání nominálních výnosů při manažerském rozhodování, nebo zvyšování hodnot kolaterálu.

modelu, odlišných empirických implikací, a tudíž také odlišných hospodářskopolitických implikací. Z toho vyplývá, že další poznání v této oblasti bude klíčové pro normativní posuzování měnové a makroobezřetnostní politiky, zejména v období hospodářské a finanční nestability.

Za čtvrté, pozornost nemusí být věnována pouze otázce, zda-li mohou finanční veličiny přispět k prognózování budoucího makroekonomického vývoje, ale také související otázce, zda může makroekonomický vývoj přispět k predikci vybraných agregátních finančních veličin. V kontextu tohoto článku bude zaměřena pozornost zejména na úvěry v selhání (non-performing loans – NPL), přičemž, pokud by se ukázalo, že makroekonomický vývoj může předpovídat budoucí dynamiku NPL, bude to mít zřejmý význam pro finanční stabilitu, neboť to může umožnit přesnější konstrukci scénářů pro zátěžové testy.

Tento text přispívá k dané diskuzi tím, že se věnuje vysvětlení faktorů stojících za klientskou kreditní premií na základě makroekonomické dynamiky. Dále se text věnuje otázce, zda premie může přispět k prognózování makroekonomických veličin (ekonomická aktivita, inflace) nebo veličin důležitých pro finanční stabilitu (např. úvěry v selhání).

Klientská kreditní premie je zkoumána pro následující typy úvěrů: úvěry na bydlení domácnostem, úvěry nefinančním podnikům do 30 mil. Kč (dále v textu nazývány jako malé firemní úvěry) a úvěry nefinančním podnikům nad 30 mil. Kč (dále jen velké firemní úvěry). Předmětem analýzy nejsou spotřebitelské úvěry, jejichž kreditní premie je daleko vyšší než u zmíněných třech typů úvěrů a vykazuje malou citlivost na dynamiku hospodářského cyklu. Také lze argumentovat, že spotřebitelské úvěry nemají takovou roli pro ekonomickou aktivitu jako úvěry nefinančním podnikům nebo úvěry na bydlení (spotřebitelské úvěry činní cca 1/5 všech úvěrů domácnostem).

Zbývá část textu je členěna následujícím způsobem. V části 2 bude vymezen teoretický rámec analýzy. V části 3 budou popsána data a ekonometrický model sloužící k analýze vztahu mezi makroekonomickým vývojem a kreditními premii. Závěrečná část patří shrnutí.

## 2. TEORETICKÝ RÁMEC

Teoretický rámec modelu kreditních premií je charakterizován následujícími třemi vlastnostmi.

Za prvé, model srovnává úrokové sazby srovnatelných splatností a tudíž umožňuje odvodit přímo klientskou kreditní premii. To je rozdíl od některých dřívějších studií, ať již aplikovaných v ČR nebo v zahraničí, které srovnávají úrokové sazby klientských úvěrů s fixacemi delšími než jeden rok se sazbami na peněžním trhu. Takovéto studie tedy implicitně směšují klientské kreditní premie se změnami sklonu výnosové křivky. To ovšem znamená, že v případě, že finanční trh očekává pokles (resp. růst) dlouhodobých úrokových měr, takovéto studie nadhodnocují (resp. podhodnocují) klientskou kreditní premii<sup>3</sup>. Za druhé, použitý empirický model je přímo odvozen z ekonomické teorie oceňování aktiv, což znamená, že je snazší výsledky strukturálně interpretovat. Za třetí, model je formulován ve stavovém tvaru, což umožňuje provést historickou dekompozici šoků, učinit odhad robustní vůči vysokofrekvenčnímu šumu, formulovat (podmíněné) predikce apod.

Konečně dalším významným faktorem je existence rizika. Rizika peněžního trhu nebo trhu IRS jsou v porovnání s riziky klientských úvěrů velmi nízká, přičemž mají často spíše charakter rizik operačních, která příliš nesouvisí s hospodářským cyklem. Naopak u klientských úvěrů je riziko vyšší a lze se domnívat, že jeho cyklus bude úzce souviset s hospodářským cyklem. Z toho důvodu není nerozumné předpokládat, že by dynamika klientské premie měla být vysvětlena pomocí změny rizikovosti půjček v průběhu hospodářského cyklu. Bohužel existuje málo studií, které by tento vztah podrobněji analyzovaly.

V této práci je vztah klientské kreditní premie a makroekonomického rizika analyzován pomocí arbitrážní teorie oceňování aktiv. Popíšme formálně implikace této teorie. Necht'  $y_t^k$  je klientská sazba v čase  $t$  se splatností (nebo fixací)  $k$ . Teorie pak implikuje (např. Cochrane 2001), že pokud na trzích neexistují arbitrážní příležitosti, pak:

$$y_t^k = -k^{-1} \log E_t [ \exp(m_t^{t+k}) / \exp(\pi_t) ], \quad (1)$$

3 To je například práce Horváth a Podpiera (2009), která na českých datech analyzuje transmisii z úrokových sazeb peněžního trhu do klientských úrokových sazeb komerčních bank. Existují ale také studie, které s časovou strukturou úrokových měr explicitně pracují. Zajímavou studií je např. Banerjee et al. (2010), která zkoumá vliv sazeb peněžního trhu na klientské sazby v teoretickém modelu s náklady na změnu klientské sazby, která má formu tzv. *menu cost*, což znamená, že finanční zprostředkovatelé musí zaplatit jistou fixní částku, chtějí-li změnit klientskou sazbu. Model implikuje, že v takovém případě bude docházet k občasným změnám klientské sazby a časování těchto změn bude záviset nejen na současném rozdílu klientské a referenční sazby, ale také na očekávání ohledně budoucích změn referenční sazby. Na základě tohoto teoretického modelu autoři dále konstruují model korekce chyby (*error correction model*) a ukazují, že zanedbání očekávaných budoucích úrokových sazeb peněžního trhu vede k podcenění transmisie.

kde  $E_t$  je střední hodnota podmíněná informací v čase  $t$ ,  $m_t^{t+k}$  je míra časové substituce reprezentativního investora, a  $\pi_t$  je objektivní míra rizika finančního kontraktu. Bezriziková úroková sazba je dána (dosadíme-li  $\pi_t = 0$ ) jako:  $i_t^k = -k^{-1} \log E_t [\exp(m_t^{t+k})]$ . Přijmeme-li obvyklý předpoklad o tom, že míra časové substituce je log-normálně rozdělena a učiníme-li shodný předpoklad o riziku  $\pi$ , lze psát klientskou kreditní prémii ve tvaru:

$$y_t^k - i_t^k = k^{-1} \left[ \left( E_t \pi_t + \frac{1}{2} V_t \pi_t \right) + COV_t(\pi_t, m_t^{t+k}) \right] \quad (2)$$

kde  $V_t$  a  $COV_t$  jsou podmíněný rozptyl a podmíněná kovariance mezi rizikem a mírou časové substituce. Tento vzorec má zřejmou interpretaci: říká, že kreditní prémii lze rozložit na dvě části. První část měří objektivní riziko a jeho rozptyl, kdežto druhá část toto riziko oceňuje. Vzhledem k tomu, že v typické tržní ekonomice je riziko proticyklické stejně tak jako i míra časové substituce (např. Cochrane a Piazzesi 2005), je možné očekávat, že kovariance mezi rizikem a mírou substituce bude kladná, což znamená, že v dobách recese vyžaduje trh vyšší přírážku pro rizikové instrumenty.

Existuje několik možností, jak výše uvedený vztah využít k analýze dat. Jednou z těchto možností je odvodit předpoklad o dynamice časové substituce a rizika. Pak je možné odvodit výnosovou křivku jak pro bezrizikové instrumenty,

tak pro rizikové klientské půjčky. Tento přístup je teoreticky výhodný, neboť umožňuje testování jak výnosové křivky, tak i modelu klientské kreditní prémie.

Z empirického hlediska je ovšem tento přístup méně výhodný, neboť chybný model výnosové křivky může znehodnotit také analýzu klientské kreditní prémie<sup>4</sup>. Proto je v této práci použit model, v němž je kreditní prémie testována zvlášť pro různé instrumenty a maturity / fixace. Empirický model, který je odvozen na základě výše uvedeného vztahu, je představen v části 3.2. Tento model pak bude použit pro analýzu klientské kreditní prémie.

### 3. DATA A EKONOMETRICKÝ MODEL

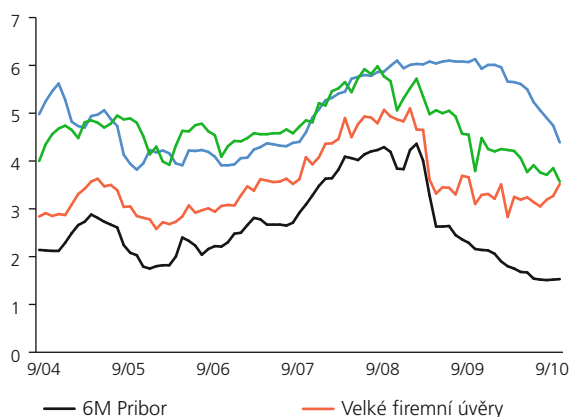
#### 3.1 Data

K formulaci a odhadu modelu jsou použita data z databáze časových řad ARAD. Tato databáze obsahuje mimo jiné klientské úrokové sazby na nové obchody s měsíční frekvencí od ledna 2004 do současnosti, které jsou v analýze použity. To určuje časový rámec analýzy. V modelu jsou zkoumány následující klientské sazby: úvěry na bydlení (s fixací do 1 roku, 1–5 let, 5–10 let), a úvěry firmám (jak malé úvěry do 30 mil. Kč, tak velké nad 30 mil. Kč) s obdobnými splatnostmi.

#### GRAF 1

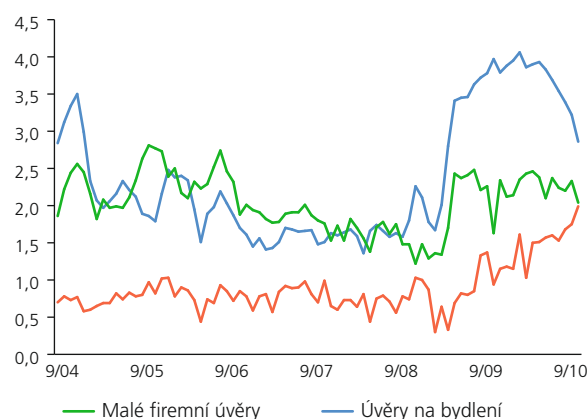
##### KLIENTSKÁ KREDITNÍ PRÉMIE PRO ÚVĚRY S FIXACÍ MENŠÍ NEŽ 1 ROK

###### a) Úrokové sazby



Pramen: ARAD

###### b) Spready vis-à-vis 6M Pribor

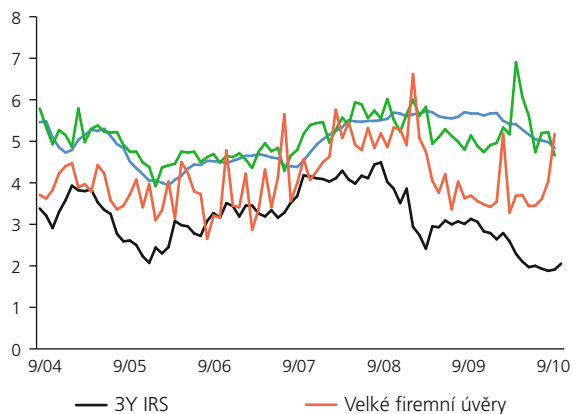


4 To je důležité vzhledem k tomu, že neexistuje všeobecně přijímaný model výnosové křivky pro makroekonomické analýzy. Např. model navržený v práci Ang a Piazzesi (2003) je přesvědčivě kritizován Atkesonem a Kehoeem (2008). Obdobně Nelson-Siegelův (1987) model, populární mezi praktiky na finančních trzích, má nepříjemnou vlastnost, že není možné vyloučit možnost arbitráže.

GRAF 2

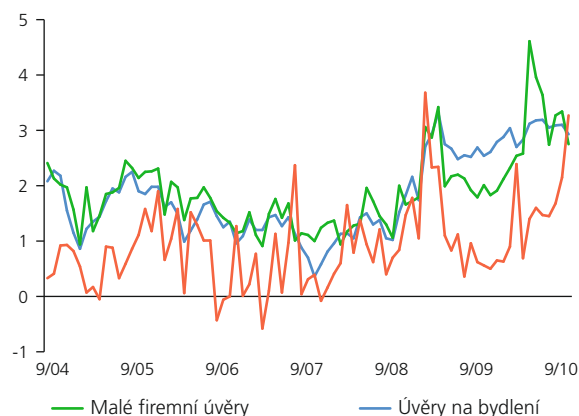
## KLIENSKÁ KREDITNÍ PRÉMIE PRO ÚVĚRY S FIXACÍ 1–5 LET

## a) Úrokové sazby



Pramen: ARAD

## b) Spready vis-à-vis 3Y IRS



Z Grafu 1a,b je patrné, že klientská kreditní prémie u úvěrů na bydlení dosáhla v druhé polovině roku 2009 svých historických maxim (dosáhla 4 p.b.), což je o něco vyšší hodnota než v roce 2004, kdy dosahovala 3,5 p.b. Od počátku roku 2010 tato prémie však již klesá. Prémie u malých firemních úvěrů po roce 2008 historických maxim nedosahuje (těch bylo dosaženo v letech 2005 a 2006). Prémie u velkých firemních úvěrů v polovině roku 2009 přesáhla 1 p.b., což je vyšší než v období před rokem 2009, kdy se pohybovala pod 1 p.b.

Klientská kreditní prémie pro úvěry s fixací 1–5 let dosáhla v průběhu finanční krize historických maxim pro úvěry

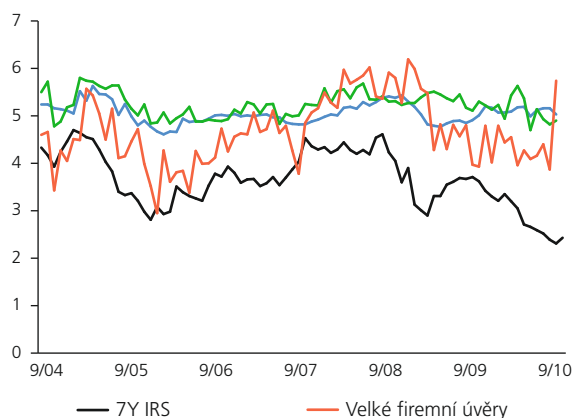
na bydlení a malé firemní úvěry. U velkých firemních úvěrů nenabývá výjimečných hodnot, historického maxima (přes 3,9 p.b.) dosáhla na konci roku 2008, aby v první polovině roku 2009 klesla na své obvyklé hodnoty kolem 1 p.b.

Klientská kreditní prémie pro úvěry s fixací delší než 5 let vykázala na počátku krize podobnou dynamiku jako u úvěrů s fixací 1–5 let. Prémie vzrostla na konci roku 2008, klesla v první polovině roku 2009. U velkých firemních úvěrů se pak tato prémie vrátila ke svým obvyklým hodnotám, kdežto u zbylých dvou typů úvěrů začala na konci roku 2009 růst a v současnosti dosahuje historických maxim.

GRAF 3

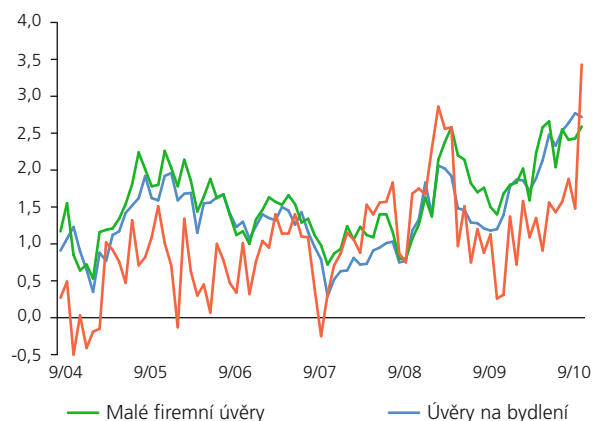
## KLIENSKÁ KREDITNÍ PRÉMIE PRO ÚVĚRY S FIXACÍ DELŠÍ NEŽ 5 LET

## a) Úrokové sazby



Pramen: ARAD

## b) Spready vis-à-vis 7Y IRS



Vzhledem k tomu, že ekonomická krize znamená také vyšší riziko nesplacení úvěrů, zaměřím se na vysvětlení této prémie pomocí růstu rizikovitosti úvěrů v závislosti na cyklickém makroekonomickém vývoji. K tomu jsou použita následující data: makroekonomické řady (inflace, nezaměstnanost, průmyslová produkce) a podíl úvěrů v selhání (NPL). Tyto časové řady jsou k dispozici z databáze ARAD.

Je obtížné najít vhodnou proměnnou, která by věrně odrážela míru rizika jednotlivých typů úvěrů. Podíl úvěrů v selhání sám o sobě není optimálním měřítkem rizika, protože je vzad hledící, přičemž lze předpokládat, že při nastavování kreditních prémie budou zřejmě finanční zprostředkovatelé uvažovat spíše současné nebo budoucí riziko. Z tohoto důvodu je z úvěrů v selhání odvozena – na základě metodologie navržené v práci Geršla a Seidlera (2010) – následující veličina  $\pi_{it}$ :

$$\pi_{i,t+1} = NPL_{i,t+1} - (1 - a)NPL_{it}, \quad (3)$$

kde  $a$  je parametr odlivu úvěrů v selhání. Na základě doporučení z práce Geršla a Seidlera (2010) je tento parametr nastaven na hodnotu 0,15.

### 3.2 Ekonometrický model

Na základě teoretického modelu je zkonstruován model ve stavovém tvaru pro vysvětlení klientské kreditní prémie. Klientská kreditní prémie je vysvětlena pomocí rizika, které závisí na makroekonomické dynamice. Model má následující strukturní tvar:

$$i_{t+1} = \rho_i i_t + A_i X_t + e_t^i, \quad (4)$$

$$\alpha_{t+1} = \rho_\alpha \alpha_t + [\lambda_1 \pi_t + \lambda_2 s_t] + e_t^\alpha, \quad (5)$$

$$\pi_{t+1} = \rho_\pi \pi_t + A_\pi X_t + e_t^\pi. \quad (6)$$

Interpretace rovnic je následující: první stavová rovnice říká, že referenční úroková sazba  $i_t$  závisí na makroekonomických veličinách  $X_t$  (matice  $A_i$  přenáší šoky z makroekonomické dynamiky do úrokové míry a tudíž lze tuto rovnici považovat za aproximaci pravidla měnové politiky<sup>5</sup>). Druhá rovnice říká, že klientská kreditní prémie  $\alpha_t$  závisí na riziku  $\pi_t$  a na indexu ekonomické sentimentu  $s_t$ ; ekonomický sentiment je použit jako dopředu hledící indikátor rizikovitosti<sup>6</sup>, jinými slovy výraz  $[\lambda_1 \pi_t + \lambda_2 s_t]$  modeluje budoucí rizikovitost. Klientská úroková míra je pak dána<sup>7</sup> jako součet  $i_t + \alpha_t$ . Třetí rovnice<sup>8</sup> modeluje přenos makroekonomických veličin do rizika pomocí matice  $A_\pi$ . Všechny tři proměnné také závisí na svých zpožděných proměnných pomocí autoregresních členů  $\rho_i$ ,  $\rho_\alpha$  a  $\rho_\pi$ . Tyto členy modelují pomalou transmissi strukturních šoků do endogenních proměnných, např. z důvodů nákladů na přizpůsobení, omezené racionality nebo pomalého procesu agregování informací. Veličiny  $e_t^i$ ,  $e_t^\alpha$ ,  $e_t^\pi$  jsou náhodné chyby s obvyklými předpoklady z regresní analýzy. Makroekonomická dynamika vektoru  $X_t$  je modelována redukováním VAR modelem.

Pro modely s úvěry na bydlení vektor  $X_t$  obsahuje následující proměnné: nezaměstnanost, index ekonomického sentimentu domácností a inflaci. Pro modely s úvěry firmám tento vektor obsahuje tyto proměnné: průmyslovou produkci, index obecného ekonomického sentimentu a inflaci. Tento rozdíl je motivován tím, že nezaměstnanost je pro domácnosti pravděpodobně významnější rizikový faktor než průmyslová produkce<sup>9</sup>. Inflaci měříme pomocí indexu spotřebitelských cen a to z toho důvodu, že tato inflace vstupuje do rovnice (4), jež aproximuje pravidlo měnové politiky.

Výše uvedené rovnice, spolu s modelem VAR pro vektor makroekonomických veličin  $X_t$ , jsou převedeny do stavového modelu s šumem měření a tento model je odhadnut pomocí metody maximální věrohodnosti na výše popsaných datech pro 9 typů klientských úvěrů na měsíčních datech od roku 2004.

- Přísně vzato, v ekonomice cílující inflaci by měly úrokové sazby záviset na očekávaných hodnotách makroekonomických veličin, zejména inflace. Nicméně rovnice (4) není strukturní vztah popisující mechanismus měnové politiky, ale měla by být chápána jako redukováná forma měnového pravidla, proto je daná formulace statisticky přípustná.
- To je zdůvodněno tím, že index ekonomického sentimentu je předstihovým indikátorem úvěrů v selhání, a to zhruba o 12–15 měsíců (dle typu úvěrů). Skutečné korelace mezi indexem ekonomického sentimentu a indexem úvěrů v selhání zpožděného o 12 měsíců je přibližně 0,5 u úvěrů nefinančním podnikům a 0,9 u úvěrů na bydlení, kdežto korelace současných hodnot je takřka 0 u všech typů úvěrů.
- Je vhodné si všimnout, že klientská kreditní prémie závisí na ostatních veličinách pouze prostřednictvím rizika. Bylo by sice možné tuto rovnici formulovat tak, aby do ní vstupovaly i ostatní makroekonomické veličiny, ale v tom případě by model nemohl sloužit k experimentu s modelem, popsaným níže.
- Jaký je rozdíl mezi rovnicí v popisu modelu (6) a rovnicí (3) v předcházející části textu? Rovnice (3) definuje index rizika (a není tudíž odhadována). Rovnice (6) je behaviorální vztah, jehož parametry jsou odhadovány.
- Zároveň byly odhadnuty také modely, v nichž byly v matici  $X_t$  obsaženy všechny výše zmíněné proměnné, ale empirické výsledky byly velmi podobné modelům, jejichž výsledky jsou dále v textu uvedeny. Proto byla dána přednost modelům s menším počtem proměnných.

TAB. 1

## VÝSLEDKY SIMULACE

Typ úvěru	Fixace	Referenční sazba	Rovnovážná prémie (v p.b.)	Volatilita kreditní prémie (směrodatná odchylka)	Procento volatility vysvětlené pomocí makro rizika
Úvěry domácnostem na bydlení	do 1 roku	6M Pribor	2,36	0,86	88,1
	1–5 let	3Y IRS	1,8	0,74	76,0
	5–10 let	7Y IRS	1,11	0,46	49,9
Firemní úvěry do 30 mil. Kč	do 1 roku	6M Pribor	2,05	0,38	57,9
	1–5 let	3Y IRSr	1,88	0,7	43,6
	5+ let	7Y IRS	1,55	0,5	30,2
Firemní úvěry nad 30 mil. Kč	do 1 roku	6M Pribor	0,87	0,29	13,6
	1–5 let	3Y IRS	0,33	0,54	51,7
	5+ let	7Y IRS	0,4	0,76	45,7

Takto specifikovaný a odhadnutý model může být použit pro vysvětlení do jaké míry lze dynamiku clientské kreditní prémie vysvětlit hospodářským cyklem. Proto byl učiněn následující experiment. Pomocí Kalmanova filtru byly vyfiltrovány strukturální šoky do výše popsaného modelu. Pak byl tento model simulován pomocí těchto šoků s výjimkou šoků do clientské prémie, které byly položeny rovny nule. Jinými slovy bylo simulováno, jakou clientskou kreditní premii by model generoval na základě makroekonomického rizika.

Tabulka 1 ukazuje výsledky simulace. Tabulka uvádí rovnovážnou premii (tj. premii, která by existovala v případě, že makroekonomické veličiny by byly na svém ustáleném stavu, který odpovídá jejich dlouhodobému průměru), volatilitu prémie pozorovanou v datech a procentní podíl volatility vysvětlené pomocí makroekonomických veličin z výše uvedeného experimentu.

Model nejlépe vysvětluje dynamiku kreditní prémie u úvěrů na bydlení. Relativně nejhorší výsledky má model pro firemní úvěry nad 30 mil. Kč, což je segment, který má nejnižší úroveň rovnovážné prémie. Z grafů 1–3 výše je také patrné, že sazby na velké firemní úvěry jsou velmi volatilní a vykazují nízkou citlivost na hospodářský cyklus. Skutečně, u tohoto typu úvěru (alespoň pro fixace delší než 1 rok) nedošlo k dlouhodobějšímu růstu prémie v průběhu krize: úrokové sazby vzrostly na konci roku 2008 a poté klesly již v první polovině roku 2009.

Tento výsledek je pravděpodobně způsoben tržní strukturou daného segmentu a menším množstvím kontraktů,

což mimo jiné znamená, že (1) časové řady jsou náchylnější k odlehlým pozorováním a (2) banky nechtějí ztrácet významné klienty a tudíž sazby vykazují menší elasticitu na aktuální podmínky. Oba tyto faktory intuitivně znamenají, že prémie bude méně citlivá než u ostatních úvěrů a tudíž méně vysvětlitelná hospodářským cyklem.

### 3.3 Má kreditní prémie predikční potenciál?

Protože je možné napojit makroekonomické řady, s nimiž model pracuje, na veličiny používané v predikčním procesu, je možné pomocí modelu také prognózovat budoucí vývoj kreditních premií. Lze ale také klást související otázku, zda pozorované kreditní prémie mohou pomoci predikovat ostatní proměnné v modelu, tj. makroekonomické proměnné nebo podíl úvěrů v selhání.

Otázce, zda mají finanční proměnné predikční sílu pro budoucí vývoj ekonomiky, se věnuje celá řada studií založených na různých metodologiích. Na empirické straně (tj. mezi pracemi, které jsou založeny více na statistické analýze a méně na ekonomické teorii) je asi nejcitovanější práce Stocka a Watsona (2003),<sup>10</sup> na teoretické straně lze jmenovat práci Ang et al. (2006), kteří pomocí modelu výnosové křivky predikují budoucí vývoj HDP. Je zajímavé, že empiricky orientované studie nachází (v nejlepším případě) omezené vylepšení predikční síly finančních proměnných pro makroekonomickou dynamiku, kdežto teoretičtější orientované studie nachází netriviální vylepšení predikcí. To pravděpodobně souvisí s tím, že restriktce na základě ekonomické teorie zvyšují vydatnost a robustnost odhadů.

10 Na českých datech podobnou analýzu provedli Havránek et al. (2010).

Bylo provedeno srovnání predikce představeného modelu s modelem VAR, který obsahuje pouze makroekonomická data. Srovnání poskytlo zajímavé výsledky. Za prvé, představený model je relativně úspěšný v predikci veličin ekonomické aktivity (nezaměstnanost, průmyslová produkce). Za druhé, model má horší predikční schopnosti pro inflaci než základní model VAR. To potvrzuje dřívější studie o tom, že úrokové míry mohou být dobrou proměnnou pro predikci ekonomické aktivity, ale nikoliv inflace (např. Kotlán 1999a, 1999b).

Za třetí, model s klientskou kreditní premií umí uspokojivě predikovat podíl úvěrů v selhání, který je použit pro definici rizika pomocí rovnice (3). Ukázalo se, že proti jednoduchému VAR modelu má model s kreditní premií o 20 % menší střední kvadratickou chybu (root mean square error – dále jen RMSE) predikce podílu úvěrů v selhání pro úvěry na bydlení pro horizont 1–3 měsíců, kdežto pro delší horizont (6–12 měsíců) je tato RMSE asi o 50 % nižší. Pro NPL úvěrů nefinančním podniků není zlepšení predikčních schopností tak výrazné: dosahuje 20 % pro kratší horizont (1–5 měsíců) a 30 % pro delší horizont (6–12 měsíců).

#### 4. ZÁVĚR

V tomto textu byl představen model klientské kreditní premie, který tuto premii vysvětluje na základě makroekonomického rizika. Ukazuje se, že zejména pro klientskou premii úvěrů na bydlení je model schopen vysvětlit její velkou část na základě zvolené míry rizika, aproximované podílem úvěrů v selhání. Na základě výsledků analýzy lze také tvrdit, že studie neberoucí v potaz časovou strukturu úrokových měr nebo riziko korelované s hospodářským cyklem musí nutně nadhodnocovat význam klientských kreditních premií.

Dále bylo zkoumáno, zda klientská kreditní premie může zlepšit krátkodobé predikce. Výsledky ukazují, že model s klientskou kreditní premií může zlepšit predikce jak reálné ekonomické aktivity, tak podílu úvěrů v selhání. Zejména u úvěrů na bydlení je predikční schopnost modelu výrazně lepší než u modelu VAR pro horizont 6–12 měsíců. Tento závěr může být užitečný z hlediska modelování zátěžových testů a finanční stability.

#### LITERATURA

ADRIAN, T., MOENCH, E., SHIN, H. (2010): *Macro Risk Premiums and Intermediary Balance Sheet Quantities*, Federal Reserve Bank of New York Staff Report, č. 428.

ANG, A., PIAZZESI, M. (2003): *A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables*, Journal of Monetary Economics, roč. 50, č. 4, s. 745–787.

ANG, A., PIAZZESI, M., WEI, M. (2006): *What Does the Yield Curve Tell Us About GDP Growth?*, Journal of Econometrics, roč. 131, č. 1–2, s. 359–403.

ATKESON, A., KEHOE, P. J. (2008): *On the Need for a New Approach to Analyzing Monetary Policy*, NBER Working Papers, č. 14260.

BANERJEE, A., BYSTROV, V., MIZEN, P. (2010): *The Response of Retail Interest Rates to Factor Forecasts of Money Market Rates in Major European Economies*, COMISEF Working paper, WPS-025 27/01/2010.

COCHRANE, J. (2001): *Asset Pricing*, Princeton University Press.

COCHRANE, J., PIAZZESI, M. (2005): *Bond Risk Premia*, American Economic Review, roč. 95, č. 1, s. 138–160.

GAMBACORTA, L. (2009): *Monetary Policy and the Risk-Taking Channel*, BIS Quarterly Review, prosinec, s. 43–53.

GERŠL, A., SEIDLER, J. (2010): *Verifikace zátěžových testů jako součást pokročilého rámce zátěžového srovnání*, Zpráva o finanční stabilitě 2009/2010, ČNB, s. 88–96.

HAVRÁNEK, T., HORVÁTH, R., MATĚJŮ, J. (2010): *Monetary Transmission and the Financial Sector in the Czech Republic*, v tisku jako CNB WP 6/2010.

HORVÁTH, R., PODPIERA, A. (2009): *Heterogeneity in Bank Pricing Policies: The Czech Evidence*, CNB WP 8/2009.

KOTLÁN, V. (1999a): *The Term Structure of Interest Rates and Future Inflation*, Eastern European Economics, roč. 37, č. 5, s. 36–51.

KOTLÁN, V. (1999b): *Are Financial Indicators capable of Predicting Economic Activity?*, Politická ekonomie, roč. 1999, č. 5.

NELSON, C. R., SIEGEL, A. F. (1987): *Parsimonious modeling of yield curves*, Journal of Business, roč. 60, č. 4, s. 473–489.

SANDER, H., KLEIMEIER, S. (2004): *Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration*, Journal of International Money and Finance, roč. 23, č. 3, s. 461–492.

STOCK, J., WATSON, M. W. (2003): *Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices*, Journal of Economic Literature, roč. 41, č. 3, s. 788–829.

WOODFORD, M., CÚRDIA, V. (2009a): *Conventional and Unconventional Monetary Policy*, CEPR Discussion Papers 7514.

WOODFORD, M., CÚRDIA, V. (2009b): *Credit Spreads and Monetary Policy*, NBER Working Papers 15289, National Bureau of Economic Research, Inc.

WOODFORD, M., CÚRDIA, V. (2010): *Credit Spreads and Monetary Policy*, Journal of Money, Credit and Banking, roč. 42, č. S1, s. 3–35.