

## MODELOVÁNÍ BANKOVNÍCH ÚVĚŘŮ POSKYTNUTÝCH NEFINANČNÍM PODNIKŮM

Miroslav Plašil, Štěpán Radkovský, Pavel Řežábek

*Cílem článku je charakterizovat vliv poptávkových a nabídkových faktorů na vývoj bankovních úvěrů poskytnutých nefinančním podnikům a získat predikční model pro základní proměnné spojené s úvěry podnikovému sektoru. Odhad časové řady charakterizující úvěrovou nabídku v ČR kopíruje výsledky šetření úvěrových podmínek v eurozóně. Výsledky naznačují, že v okamžiku vypuknutí finanční krize české banky přistoupily k výrazné úvěrové restrikci, která se také do jisté míry odrazila v následném propadu hospodářské aktivity. Článek tím doplňuje obrázek o vývoji úvěrového trhu, který zatím nebyl vzhledem k nedávnému zavedení Šetření o vývoji úvěrových podmínek v ČR důkladněji zmapován.*

### 1. ÚVOD

Bankovní úvěry představují klíčovou formu externího financování českých nefinančních podniků a jeden z významných předpokladů jejich dalšího rozvoje. Celková výše poskytnutých úvěrů a analýza jejich dynamiky v čase proto může přinést cenné informace o procesu financování reálného sektoru a přispět k lepšímu pochopení vztahu mezi reálnou ekonomickou aktivitou a finančním cyklem. Tyto poznatky lze následně využít jak v oblasti finanční stability pro vyhodnocení pozice v rámci finančního cyklu či odhad trajektorie úvěrového rizika, tak v oblasti měnové politiky, např. v souvislosti s ověřením funkčnosti úvěrového kanálu transmisního mechanismu.

Úvěrový trh a potenciální důsledky úvěrových podmínek na ekonomický růst je užitečné zkoumat odděleně z pohledu dvou hlavních determinantů určujících celkovou výši půjček, tedy z pohledu úvěrové nabídky a poptávky. Rozklad vzájemného působení obou determinantů však představuje z praktického hlediska poměrně obtížný úkol, neboť v čase je možné pozorovat pouze kombinaci ceny úvěrů (úrokové sazby) a jejich celkového objemu, nikoli samotnou poptávkovou a nabídkovou funkci (srovnej s Busch et al., 2010). Pro získání detailnější představy o vlivu jednotlivých faktorů na úvěrovou dynamiku centrální banky obvykle provádějí pravidelné šetření o vývoji úvěrových podmínek (ŠVÚP)<sup>1</sup>, ve kterém komerční banky hodnotí posuny v nastavení svých úvěrových standardů a na druhé straně indikují zájem firem a domácností čerpat nové úvěry. Česká národní banka zavedla tento typ šetření v polovině roku 2012, což zatím nedovoluje využít dostupná data k rozsáhlejší analýzám.

Tento článek se proto zabývá implementací jednoduchého empirického modelu sloužícího k popisu úvěrové dynamiky

nefinančních podniků. S jeho pomocí je možné blíže určit, do jaké míry byla výše půjček v jednotlivých obdobích ovlivňována nabídkovou a poptávkovou stranou, a umožňuje tím získat dříve nedostupnou informaci. Protože i výsledky ŠVÚP mohou být za určitých okolností zatíženy jistým zkreslením (viz Del Giovane et al., 2011), lze výstupy modelu v budoucnu zároveň využívat ke křížové kontrole jejich vypovídací schopnosti a smysluplnosti. Na základě modelu je dále možné získat predikce pro analyzované proměnné.

### 2. FINANCOVÁNÍ NEFINANČNÍCH PODNIKŮ A JEHO VÝVOJ

Z hlediska finanční struktury se česká ekonomika řadí k těm, ve kterých roli finančního zprostředkovatele sehrává především bankovní sektor. Role kapitálového trhu při získávání finančních zdrojů nefinančními podniky zůstává přes vzrůstající tendenci v posledních pěti letech stále nízká (viz např. Kubicová et al., 2012). Rovněž půjčky poskytované nebankovními finančními institucemi (např. leasingovými společnostmi) tvoří ve srovnání s bankovními úvěry stále pouze menší část<sup>2</sup> financování nefinančních podniků. Z hlediska pochopení vazby mezi vývojem reálné ekonomiky a pohyby ve finanční sféře proto mají bankovní úvěry a jejich dynamika klíčový význam.

Vývoj celkové výše bankovních úvěrů byl v posledních dvaceti letech poměrně dynamický, na čemž se podílela celá řada lépe či hůře daty postižitelných faktorů. Tyto skutečnosti komplikují aplikaci existujících empirických přístupů – problémem je zejména otázka dlouhodobé stability vztahů mezi proměnnými, které úvěrovou dynamiku charakterizují. Tato skutečnost vyplývá z relativně častého střídání fundamentálně odlišných období, z nichž většina byla svou povahou jedinečná či historicky podmíněná.

1 Šetření o vývoji úvěrových podmínek (ŠVÚP) je oficiální název používaný ČNB. V praxi zahraničních centrálních bank je toto šetření zpravidla nazýváno Bank Lending Survey (BLS).

2 V rámci finančního sektoru činí podíl půjček poskytnutých nefinančním podnikům nebankovními subjekty přibližně jednu pětinu.

Začneme-li s hodnocením úvěrové dynamiky z důvodu dostupných dat na začátku minulé dekády (Graf 1), pak je patrné, že celková výše bankovních úvěrů byla zpočátku citelně ovlivňována snahou bank očistit své rozvahy o dědictví špatných půjček poskytnutých v 90. letech (blíže viz Cimburek et al., 2009). Uvedený propad nelze interpretovat jako projev cyklického kolísání vyvolaného situací v reálné ekonomice, neboť v této době ekonomika zaznamenávala solidní kladný růst. Období poklesu souvisejícího s ozdravováním bankovních rozvah postupně odeznívalo a přibližně v průběhu roku 2004 bylo v souladu s vývojem ekonomiky vystřídáno poměrně rychlým růstem úvěrů, kdy meziroční tempo růstu ve vrcholné fázi let 2006 a 2007 dosahovalo až kolem 20 %. I když úvěrový růst v tomto období souvisel s rostoucím výkonem české ekonomiky, do jisté míry se do něj promítala také nízká výchozí úroveň zadlužení českých podniků. S příchodem finanční krize a jejími dopady na hlavní obchodní partnery došlo při významné proexportní orientaci české ekonomiky k výraznému propadu hospodářské aktivity, který se rovněž projevil v prudkém poklesu úvěrové dynamiky.<sup>3</sup> Další vývoj v zásadě kopíroval následné mírné hospodářské oživení v letech 2010 a 2011 a ve velké míře i pozdější obnovenou recesi. Poslední období je potom kromě ekonomického útlumu charakterizováno prostředím nezvykle nízkých úrokových sazeb.

### 3. EMPIRICKÝ MODEL A DATA

Účelem konstrukce empirického modelu je posouzení vlivu nabídkových a poptávkových faktorů na vývoj celkové výše úvěrů. Zároveň s tím je užitečné ověřit, nakolik byl hospodářský propad v období krize zesílen restrikcemi bank na straně úvěrové nabídky.

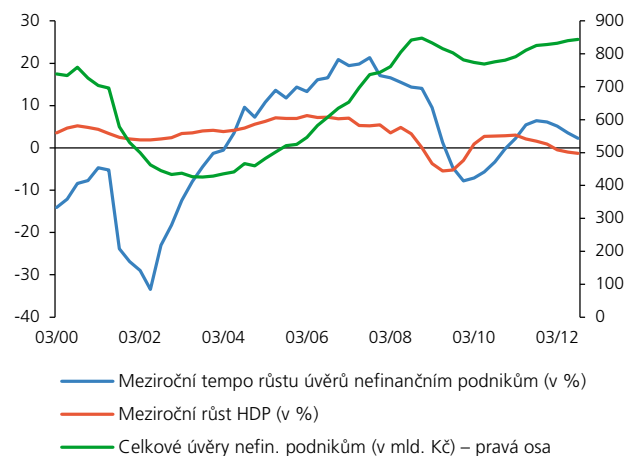
V poslední době došlo v oboru zkoumání vzájemných vazeb mezi reálnou ekonomikou a finančním sektorem k velkému pokroku, a to jak v teoretické oblasti (se zaměřením na DSGE modely), tak v oblasti rozvoje empirických nástrojů. Mezi dva<sup>4</sup> hlavní empirické přístupy používané k výše popsaným účelům patří v současnosti modely založené na kointegrační analýze časových řad, které se snaží identifikovat dlouhodobé vztahy interpretovatelné jako poptávková a nabídková funkce (viz například Hülsewig et al., 2006; Kok

3 Otázku, nakolik se na tomto vývoji podílely nabídkové a poptávkové faktory, se pokusíme zodpovědět v příští kapitole.

4 Kromě dvou níže uvedených hlavních přístupů lze obecně použít rovněž přístup založený na panelové regresi, který kombinuje výsledky šetření o vývoji úvěrových podmínek s charakteristikami jednotlivých bank (Sóvago, 2011; Del Giovane et al., 2011). Vzhledem k příliš krátkému trvání šetření ŠÚP v ČR však není možné tento přístup v našich podmínkách použít.

GRAF 1

#### BANKOVNÍ ÚVĚRY POSKYTNUTÉ NEFINANČNÍM PODNIKŮM (meziroční tempo růstu v %, stav v mld. Kč)



Pramen: ČNB, ČSÚ

Sørensen et al., 2012), a metody vycházející z odhadu modelu VAR, ve kterém je průběh impulsních odezev omezen pomocí znaménkových restrikcí. Tyto restrikce vycházejí z teoretických poznatků a umožňují od sebe vzájemně odlišit jednotlivé typy šoků (např. Busch et al., 2010; Tamási a Világi, 2011).

V tomto článku se vzhledem k jednoduchosti věnujeme prvně jmenovanému přístupu, který je založen na kointegraci časových řad a výstavbě vektorového modelu korekce chyby (VECM).

#### 3.1 Model korekce chyby

VECM je vhodnou reprezentací vícerozměrného systému nestacionárních časových řad, které sdílejí společný (stochastický) trend. V závislosti na počtu proměnných lze v kointegrovaném systému identifikovat jeden či více dlouhodobých vztahů, které se s větší či menší intenzitou prosazují. Zvláštní pozornost budeme podobně jako Kok Sørensen et al. (2012) věnovat zejména velikosti a směru odchylek od získaných dlouhodobých rovnovážných (kointegračních) vztahů.

Model VECM lze obecně zapsat ve formě:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{h=1}^l \Gamma_h \Delta y_{t-h} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde  $y_t$  je  $n$ -členný vektor obsahující analyzované proměnné, matice parametrů  $\Pi$  obsahuje informaci o dlouhodobých vztazích mezi proměnnými, matice  $\Gamma$  o vztazích krátkodobých,  $\varepsilon$  je proces vícerozměrného bílého šumu a  $\mu$  je deterministická složka (blíže viz např. Lütkepohl, 2005).

Pro další analýzu má největší význam odhad matice dlouhodobých vztahů  $\Pi$ . V případě existence  $r$  kointegračních vztahů lze matici  $\Pi$  zapsat jako součin dvou matic  $\Pi = \alpha\beta'$ , kde matice  $\alpha$  i  $\beta$  mají rozměr  $n \times r$ . Jednotlivé řádky parametrické matice  $\beta$  odpovídají rovnicím dlouhodobých vztahů mezi proměnnými a prvky matice  $\alpha$  udávají sílu, s jakou se dané dlouhodobé vztahy prosazují. Dekompozice matice  $\Pi$  ovšem není jednoznačná a zavedením restrikcí na jednotlivé prvky matic  $\alpha$  a/nebo  $\beta$  lze docílit různé (nikoliv však libovolné) specifikace modelu. Z hlediska interpretace tvaru rovnic dlouhodobých vztahů je tedy nutné na parametry modelu zavést tzv. identifikující, popř. předidentifikující omezení. V praxi zavedení těchto restrikcí např. znamená položení některých parametrů rovno 0 či 1.

Vzhledem k očekávané nestabilitě vztahů mezi proměnnými, která byla komentována v části 2, je odhad parametrů modelu (1) poměrně problematický. Jednou z možností je zkrácení použitého rozsahu časových řad a odhad modelu pouze pro období, ve kterém lze očekávat, že role strukturálních změn je již zanedbatelná. V praxi však není zaručeno, že tohoto cíle lze zkrácením dosáhnout, navíc se vzhledem k počtu parametrů dostáváme do situace, kdy model není možné dostatečně přesně odhadnout.

Z těchto důvodů odhadneme kromě základního modelu také alternativní model, ve kterém matice dlouhodobých vztahů  $\beta$  obsahuje parametry měnící se v čase. Smyslem této modifikace je zachycení změn v kointegračních vztazích. Při konstrukci modelu nyní budeme vycházet z předpokladu, že na čase závislou matici  $\Pi_t$  je možné rozložit na dvě matice ve formě

$$\Pi_t = \alpha\beta_t \quad (2)$$

kde matice zátěží  $\alpha$  je definována obdobně jako dříve, ale matice  $\beta_t$  nyní může pro každý časový okamžik nabývat různých hodnot (blíže viz Bierens a Martins, 2010). Nadále ovšem předpokládáme, že počet kointegračních vztahů  $r$  zůstává v čase neměnný.

Námitkou proti tomuto postupu může být skutečnost, že kointegrace vyjadřuje jisté permanentní vlastnosti systému, které nelze jednoduše sloučit s myšlenkou změny dlouhodobých vztahů z období na období. Koop et al. (2011) proto spíše než aspekt dlouhodobosti zdůrazňují interpretaci kointegračních vektorů ve smyslu existence rovnovážného stavu, ke kterému je systém v každém okamžiku přitahován. Klíčové je, že rovnovážný stav se může v čase vyvíjet.

### 3.2 Data

Datový soubor čtvrtletních časových řad za období 1Q 2002 až 3Q 2012 zahrnuje pro účely naší analýzy sadu 6 proměnných, kterými jsou: celková výše bankovních úvěrů poskytnutých nefinančním podnikům ( $L$ ), hrubý domácí produkt ( $Y$ ), úroková míra na nové úvěry ( $r$ ), úroková míra CZEONIA aproximující vývoj měnově politické sazby<sup>5</sup> ( $i$ ), podíl úvěrů v selhání (NPL) a míra defaultu (DF). První čtyři proměnné představují standardní indikátory používané v obdobných studiích (viz např. Hülsewig et al., 2006).<sup>6</sup> Tuto množinu jsme dále rozšířili o míry rizika, od nichž se v modelech tohoto typu zpravidla abstrahuje, ale které mají (jak ukážeme dále) na úvěrovou poptávku a nabídku podstatný vliv. Stejně tak pro analýzu dopadů úvěrové dynamiky na finanční stabilitu je jejich přítomnost v modelu přínosná.

Časové řady celkové výše úvěrů a hrubého domácího produktu jsou vyjádřeny v přirozených logaritmech. Pokud standardní testy časových řad detekovaly přítomnost sezónní složky, bylo dále před samotnou analýzou provedeno sezónní očištění. V rámci ověřování předpokladu nestacionarity byly všechny řady testovány na přítomnost jednotkového kořene pomocí rozšířeného Dickeyho-Fullerova testu. Výsledky testu indikují, že všechny řady lze považovat ve zvoleném úseku za nestacionární typu  $I(1)$ , a je tedy možné přistoupit ke konstrukci modelu korekce chyby.

Odhad modelu (1) provedeme za období 1Q 2005–3Q 2012, model s časově proměnlivými parametry vycházející ze vztahu (2) potom za období 1Q 2002–3Q 2012. Důvodem pro zkrácení odhadovaného období u modelu (1) je výše diskutovaný problém očišťování bankovních rozvah, který nelze za pomoci modelu se statickými parametry dostatečně podchytit. Argumentem pro zkrácení je rovněž metodická změna ve statistickém vykazování půjček a úrokové míry nefinančním podnikům v roce 2004.

Je nutné upozornit, že při vysokém množství odhadovaných parametrů, které je dáno počtem zahrnutých proměnných a jejich zpoždění, je na místě opatrnost při interpretaci získaných výsledků.

5 Sazbě CZEONIA byla dána přednost před pravděpodobně častěji používanou sazbou PRIBOR, neboť v krizovém období věrněji kopírovala vývoj dvoutýdenní REPO sazby. Výsledky při použití obou sazeb jsou však srovnatelné.

6 Dále do modelu bývají zařazeny proměnné charakterizující investiční aktivitu podniků a jejich schopnost financování z vlastních zdrojů (např. hrubý provozní přebytek). Z důvodu nižší spolehlivosti těchto dat v našich podmínkách je do analýzy nezařazujeme. Vynechání těchto faktorů však může mít nepříznivé důsledky pro správnou specifikaci modelu.

### 3.3 Výstavba a odhad modelu

Před odhadem parametrů je v prvním kroku nejdříve nutné určit počet kointegračních vztahů. Příslušné testy v tomto ohledu nedávají zcela jednoznačné doporučení: nejčastěji používaný Johansenův test indikuje v závislosti na předem zvolené hladině významnosti (a volbě období) existenci třech až čtyřech kointegračních vektorů, výsledky alternativních testů rovněž nejsou zcela jednotné.<sup>7</sup> Z tohoto důvodu je nutné vedle statistických kritérií stanovit počet vztahů také s ohledem na cíle analýzy. S přihlédnutím k výsledkům testů a povaze studovaného problému jsme počet kointegračních vztahů stanovili na tři.

Rovnice tří kointegračních vektorů lze spolu s odhadnutými parametry a jejich statistickou významností zapsat následovně:<sup>8</sup>

$$L = \beta_{1,1}Y + \beta_{1,2}r + \beta_{1,3}DF + \beta_{1,0}$$

6,15\*      -0,06\*      -0,13\*

(3a)

$$r = \beta_{2,1}i + \beta_{2,2}NPL + \beta_{2,0}$$

1,09\*      0,47\*

(3b)

$$NPL = \beta_{3,1}(L - Y) + \beta_{3,2}DF + \beta_{3,0}$$

-4,09\*      1,48\*

(3c)

Identifikace modelu (3a)-(3c) byla dosažena za použití (pře)identifikujících restrikcí na parametry matice  $\beta$ ; tyto restriktce jsou na základě testu věrohodnostním poměrem modelem akceptovány.

Vztah (3a) lze interpretovat jako dlouhodobou poptávku po úvěru, kde objem čerpaných úvěrů závisí na velikosti HDP, úrokové míře pro podnikové úvěry (ceně externího financování) a míře defaultu. První dvě proměnné (srovnej s Calza et al., 2001) bývají považovány za standardní faktory ovlivňující úvěrovou poptávku, rostoucí míru defaultu lze potom do jisté míry chápat jako aproximaci vývoje rentability či celkového zdraví rozvah nefinančních podniků. Oprávněnost přítomnosti této proměnné ve vztahu (3a) vychází z některých teoretických přístupů, které postulují, že nepříznivé změny v rozvaze podniků mají na celkovou poptávku po úvěru negativní vliv (viz např. diskuze této literatury v Balce a Zeng, 2011). Z výše uvedeného vyplývá, že koeficient  $\beta_{1,1}$

byl měl nabývat kladné hodnoty, naopak koeficienty  $\beta_{1,2}$  a  $\beta_{1,3}$  by měly být podle teorie záporné. Znaménka odhadnutých parametrů jsou v souladu s teorií, avšak výše parametru u HDP se zdá být nezvykle vysoká. V zahraničních empirických studiích je odhad tohoto parametru zpravidla mírně vyšší než jedna, některé práce dokonce pracují s tzv. předpokladem homogenity, kdy parametr  $\beta_{1,1}$  je přesně roven jedné (vývoj půjček odpovídá vývoji HDP). Velmi vysokou hodnotu parametru lze v našich podmínkách částečně vysvětlit volbou období použitého k odhadu. To zahrnuje předkrizovou fázi silné úvěrové expanze, během níž byla úvěrová dynamika podstatně rychlejší než ekonomický růst (viz Graf 1). Zároveň s tím mohla mít na hodnotu parametru vliv také nízká výchozí úroveň zadlužení.

Rovnice (3b) charakterizuje tvorbu ceny financování podnikového sektoru. Ekonomická teorie potvrzuje, že banky v dlouhodobém horizontu obecně stanovují úrokovou míru s ohledem na měnově politickou sazbu, od které se odvíjejí náklady na jejich financování. Při vynechání míry úvěrového rizika (NPL) je možné vztah (3b) chápat tak, že banka stanovuje úrokovou míru jako konstantní přírážku k měnově politické sazbě, a interpretovat jej jako rovnici dlouhodobé úvěrové nabídky (viz Kok Sørensen et al., 2012). Přítomnost členu  $\beta_{2,2}NPL$  v rovnici tuto jednoduchou interpretaci znesnadňuje, nicméně zařazení podílu úvěrů v selhání do rovnice úvěrové nabídky má své opodstatnění. Růst úvěrů v selhání je zpravidla spojen s tvorbou opravných položek, a tedy i s růstem nákladů bank a ceteris paribus zhoršením jejich kapitálové pozice.<sup>9</sup> To následně vyvolává tlak na snížení celkového množství úvěrů. V souladu s tím tedy budeme i nadále vztah (3b) interpretovat jako rovnici dlouhodobé úvěrové nabídky. Lze přitom očekávat, že hodnota koeficientů  $\beta_{2,1}$  a  $\beta_{2,2}$  bude kladná, tj. že s růstem nákladů financování bank a nárůstem míry úvěrového rizika bude růst také koncová úroková sazba pro klienty z řad nefinančních podniků. Tyto předpoklady jsou v souladu s hodnotami odhadnutých parametrů.

Poslední rovnice popisuje vztah mezi dvěma mírami úvěrového rizika, kde (částečně) vpředhledící míra defaultu vysvětluje podíl úvěrů v selhání na celkových úvěrech. Tato vazba má spíše definiční charakter, jejíž přítomnost v modelu je nezbytná z důvodu zachycení existujícího dlouhodobého vztahu. Podíl úvěrů v selhání je dále závislý také na relativním vývoji výše úvěrů k HDP. Rozdíl obou proměnných v (3c) je vzhledem k jejich logaritmické transformaci totožný

7 Saikkonenův-Lütkepohlův test v závislosti na délce období (začátek buď 1Q 2002 nebo 1Q 2005) rovněž indikuje existenci 3, resp. 4 kointegračních vztahů, naopak závěr Bierensova neparametrického testu svědčí ve prospěch existence pouhých 2 kointegračních vztahů.

8 Pod rovnicemi jsou uvedeny odhadnuté hodnoty relevantních parametrů. Hvězdička označuje statistickou významnost na 5% hladině významnosti. Vhodnost zvoleného modelu byla ověřena pomocí standardních testů normality a (ne)autokorelovanosti reziduí, které neidentifikovaly závažné porušení standardních předpokladů.

9 Z prostého porovnání vývoje podílu úvěru v selhání a podílu opravných položek na hrubých úvěrech je zřejmé, že mezi oběma řadami existuje velmi těsný vztah.

s podílem půjček na HDP, který je považován za důležitý ukazatel úvěrového cyklu (tzv. *loan-to-GDP* ratio). Tohoto tvaru rovnice lze dosáhnout pomocí vhodné restrikce na původní parametry modelu. V době úvěrové expanze, kdy úvěry rostou výrazně rychleji než HDP a na trhu převažují optimistická očekávání, bude mít podíl úvěrů v selhání tendenci spíše klesat a naopak. I zde jsou odhadnuté parametry ve shodě s předpokládanými hodnotami.

Na závěr je nutné prozkoumat stabilitu kointegračních vztahů. Pomocí testu navrženého v Bierens a Martins (2010) lze testovat stabilitu parametrů matice  $\beta$  proti alternativě jejich plynulé změny v čase. Výsledky testu vedou k jednoznačnému zamítnutí hypotézy o stabilitě dlouhodobých vztahů ve prospěch existence časově proměnlivých kointegračních vektorů. To naznačuje, že model (2) může zlepšit získané odhady a zpřesnit analyzované výstupy. Z tohoto důvodu jsou v dalším textu částečně<sup>10</sup> prezentovány také výsledky získané na základě tohoto modelu.

#### 4. IDENTIFIKACE POPTÁVKOVÝCH A NABÍDKOVÝCH TLAKŮ

Z hlediska cílů analýzy jsou předmětem našeho zájmu zejména odchylky od rovnovážného stavu u prvních dvou kointegračních vztahů, které lze podle výše uvedené argumentace chápat jako úvěrovou poptávku a nabídku.

U rovnice poptávky po úvěru (3a) označují záporné odchylky situaci, kdy je skutečná výše půjček nižší než rovnovážná úroveň daná strukturálními faktory. Za těchto okolností podnikový sektor vytváří tlak na růst půjček směrem k rovnovážnému stavu. Naopak pokud je skutečná výše půjček vyšší, než by odpovídalo hodnotám ekonomických fundamentů (kladná odchylka), nevzniká zásadní důvod pro existenci poptávkových tlaků. Kladné odchylky od rovnovážné úrovně však mohou vznikat také v případě, kdy výše půjček pozvolna klesá v reakci na rychlé zhoršení ekonomického výkonu. Pomalejší pokles půjček oproti HDP je dán vyšší perzistencí této řady. Pro vyhodnocení přítomnosti poptávkových tlaků je proto vždy nutné kromě směru odchylky přihlídnout také k aktuální pozici úvěrového cyklu a současně k vývoji na straně nabídky, neboť vývoj na straně poptávky a nabídky probíhá ve vzájemné interakci.

Odchylky od rovnovážné úrovně u rovnice úvěrové nabídky (3b) lze s jistou opatrností interpretovat analogicky. Případ, kdy je skutečná úroková míra vyšší než míra implikovaná modelem (odchylka nabývá kladných hodnot), odráží snahu bank omezit nabídku úvěrů prostřednictvím zpřísnění úvěrových podmínek a zdražením ceny podnikového financování. Naopak záporná odchylka, indikující nižší než modelem danou úrokovou míru, signalizuje příznivé úvěrové podmínky a zájem bank zvýšit objem poskytnutých úvěrů. Je třeba upozornit, že rovnice (3b) zachycuje pouze změnu úvěrových standardů ve smyslu nastavení úrokové složky a není schopna zachytit další formy zpřísnování či uvolňování úvěrových podmínek, které mají na celkovou nabídku rovněž vliv. Ovšem v krizových obdobích, o jejichž analýzu jde především, dochází zpravidla k nastavení všech dostupných nástrojů zpřísnění stejným směrem, a proto by základní tendence měly být modelem podchyceny.

Analýza odchylek od dlouhodobé poptávky a nabídky po úvěru (Graf 2a) naznačuje, že úsek od konce roku 2005 do poloviny roku 2008 lze charakterizovat jako období, v němž byl růst úvěrů při pozitivním hospodářském vývoji tažen zejména poptávkovými tlaky, i když rovněž úvěrové podmínky zůstávaly relativně uvolněné.<sup>11</sup> S příchodem finanční krize a jejími reálnými dopady na českou ekonomiku došlo k výrazné úvěrové restrikci ze strany bank a následně také k poklesu poptávky, která odpovídá propadu HDP během krize. I když posléze opětovně došlo k relativně rychlému uvolnění úvěrových podmínek, poptávka po úvěru se významněji nezměnila. Teprve v roce 2011 je možné zaznamenat určité zrychlení v tempu růstu bankovních úvěrů, které bylo dáno zhruba neutrálními úvěrovými podmínkami a dočasně obnoveným hospodářským růstem. Ve srovnání s dřívějším vývojem jsou poslední dva roky charakterizovány relativně malými odchylkami od rovnovážných úrovní u obou kointegračních vztahů a relativně nízkou úvěrovou aktivitou. Při příznivých podmínkách financování je mírný růst úvěrů v posledním čtvrtletí determinován spíše poptávkovými tlaky, které ale jsou jen velmi omezené.

Podíváme-li se na působení nabídkových a poptávkových faktorů v čase z pohledu absolutní velikosti, resp. délky odchylek, je možné pozorovat výraznější odklony od rovnovážného stavu spíše na poptávkové straně. To je v souladu s názorem některých dřívějších prací na roli poptávky v úvěrové dynamice (viz Kok Sørensen et al., 2012, str. 6).

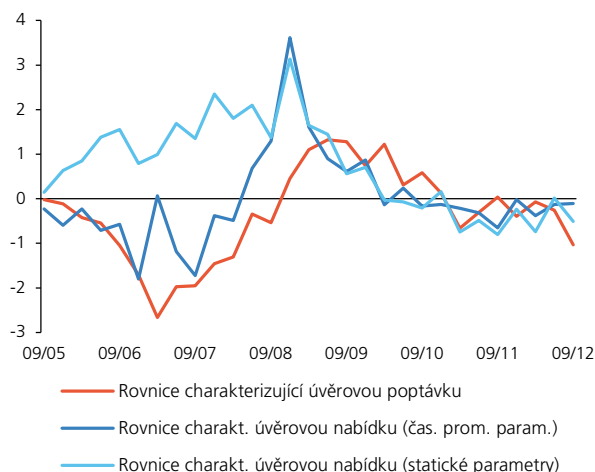
<sup>10</sup> Na tento model nelze spoléhat zcela, protože neumožňuje zavedení (pře)identifikujících restrikcí, které vedou k systému rovnic (3a)-(3c). Striktně vzato tak v případě modelu (2) nejde o zcela analogický model k námi zkoumanému systému. Přesto však bylo možné na základě vzájemného posouzení koeficientů vybrat takový časově proměnlivý kointegrační vektor, který silně odpovídá charakteru rovnice úvěrové nabídky.

<sup>11</sup> Při hodnocení úvěrové nabídky vycházíme z modelu s časově proměnlivými parametry, jehož volba je motivována výsledky provedených testů a ekonomicky intuitivnějšími závěry. K rozdílu mezi modelem se statickými a časově proměnlivými parametry se ještě vrátíme.

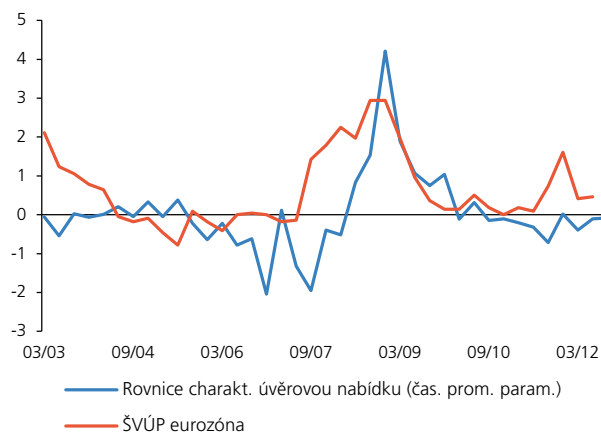
GRAF 2

## VÝSLEDKY MODELU A SROVNÁNÍ S DOSTUPNÝMI DATY ZA EUROZÓNU

## a) Odchylky od dlouhodobých vztahů



## b) Srovnání výsledků ŠVÚP v eurozóně s výsledky modelu



Pramen: ČNB, ECB, výpočty autorů

Pozn.: Pro účely srovnání byly řady normalizovány směrodatnou odchylkou.

Působení nabídkových šoků a jejich vliv na celkovou výši úvěrů však nelze opomenout, a to zejména v krizovém období. V počátečním období krize (s vrcholem v posledním čtvrtletí roku 2008) lze pozorovat výraznou odchylku od rovnovážného vztahu nabídky, která znamenala silnou úvěrovou restrikcí. Otázku, nakolik příliš silná nabídková restrikce přiškrtila pozdější vývoj HDP, není jednoduché zodpovědět, ovšem z pohledu jejího časování nelze její podíl na následném propadu vyloučit. Tento závěr by odpovídal Woodfordovi (2010), který spatřuje prvotní příčinu ekonomické krize především v překážkách na straně nabídky a nikoli ve změně chování podniků či v jejich problematické situaci.<sup>12</sup>

Popis vývoje poptávky po úvěru za pomoci modelu (1) se zdá být v souladu s ekonomickou intuicí, naopak v případě nabídky se zpřísnění úvěrových podmínek v předkrizovém období zdá být příliš vysoké. Z tohoto důvodu jsme se v případě interpretace nabídkových tlaků zaměřili zejména na výstup modelu s časově proměnlivými kointegračními vztahy. Oba vztahy charakterizující úvěrovou nabídku se od konce roku 2008 vyvíjely téměř identicky, nicméně v předkrizovém období statický model v důsledku změn v parametrech nedokáže plně zachytit cestu přizpůsobení rovnovážnému stavu.

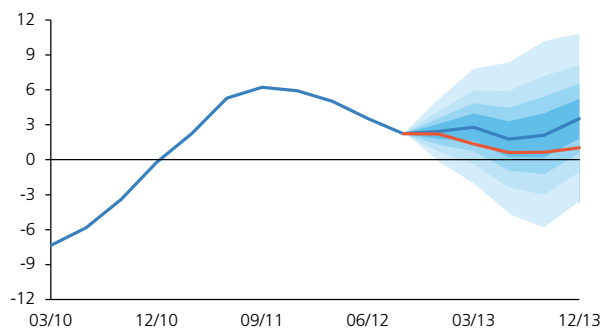
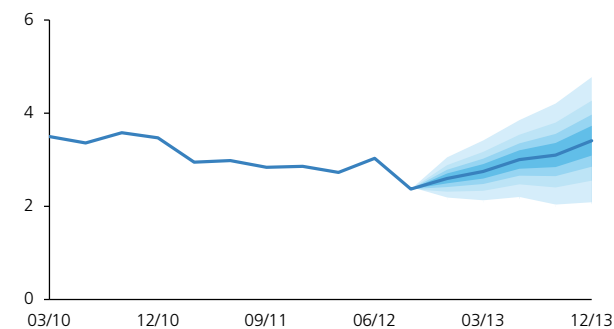
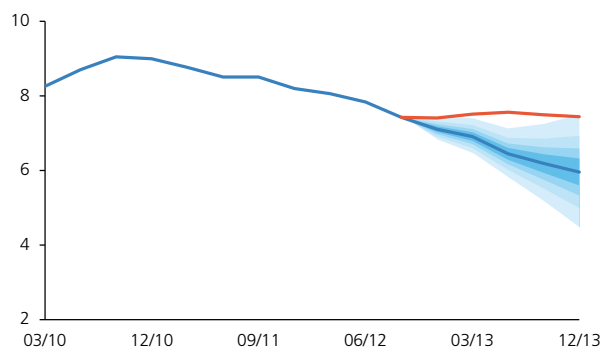
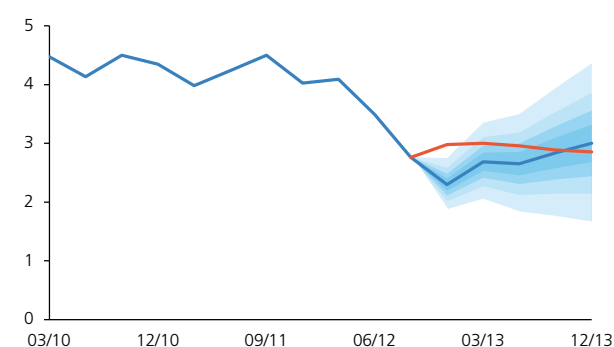
Pro ověření smysluplnosti získaného řešení lze využít srovnání naší odhadnuté „úvěrové nabídky“ s výsledky šetření monitorujícího vývoj úvěrových podmínek v zemích eurozóny. I když vývoj napříč zeměmi nemusí být identický, lze předpokládat, že hlavní rysy budou vzhledem k propojenosti trhů (včetně vlastnické provázanosti) a globálnímu charakteru krize obdobné. Je možné vidět (Graf 2b), že model s časově proměnlivými parametry rekonstruuje výsledky šetření překvapivě dobře, čehož lze v budoucnu využít ke křížové kontrole výsledků nově zavedeného šetření ŠVÚP v ČR.

Při podrobnějším srovnání obou ukazatelů (Graf 2b) je možné v předkrizovém období sledovat jisté zpoždění vývoje v ČR oproti státům eurozóny, neboť proces výrazného uvolňování úvěrových podmínek mezi roky 2005 až 2006 se v českém prostředí projevil až po určité době.<sup>13</sup> Časový posun je možné pozorovat rovněž u náběhu pozdějšího zpřísnění, ale jeho vrchol a následný proces uvolňování probíhal již více méně synchronně. Tato skutečnost může kopírovat vývoj v oblasti hospodářského cyklu, který v předkrizovém období rovněž nebyl zcela synchronizován, ale s příchodem krize korelace mezi cyklickou složkou obou ekonomik výrazně vzrostly.<sup>14</sup>

12 Přes odlišnou situaci českého bankovního sektoru (systémový přebytek likvidity, vysoká kapitálová přiměřenost) měly silný vliv obavy z dalšího vývoje v Evropě. Svou roli zde sehrály vazby na evropské mateřské banky.

13 V české ekonomice se zdá být uvolnění výraznější, to ovšem může být dáno pouze šumem, který je v datech přítomen.

14 Viz např. Analýzy stupně ekonomické sladění ČR s eurozónou, které ČNB pravidelně jednou ročně publikuje.

**GRAF 3**
**PREDIKCE VYBRANÝCH PROMĚNNÝCH A SROVNÁNÍ SE ZÁKLADNÍM SCÉNÁŘEM ZÁTĚŽOVÉHO TESTU BANK**
**a) Růst celkových bankovních úvěrů nefinančním podnikům**  
(meziroční změna v %)

**b) Úroková míra na nové úvěry**  
(v %)

**c) Podíl úvěrů v selhání**  
(v %)

**d) Míra defaultu**  
(v %)


Pramen: ČNB, výpočty autorů

Pozn.: Intervaly spolehlivosti předpovědi jsou postupně 30%, 50%, 70% a 90%, červená čára představuje výstupy ze zátěžového testu bank (Základní scénář, prosinec 2012)

K výraznějšímu rozdílu mezi podmínkami v eurozóně a v české ekonomice došlo znovu až v první půli roku 2012, kdy v eurozóně vzrostlo v souvislosti s problémy jižního křídla napětí na trzích a úvěrové standardy se zpřísnily. V případě ČR je tento výkyv v časové řadě nabídky rovněž patrný, ale zdaleka nedosahuje takové intenzity. To lze interpretovat tak, že přechodné napětí se do úvěrových podmínek v ČR vzhledem k malé angažovanosti domácích bank vůči problémovým státům příliš nepromítlo. Učiněný závěr podporují rovněž data z výběrového šetření nefinančních podniků, která neindikují zhoršení přístupu k úvěrovému financování v tomto období.

## 5. PREDIKCE VYBRANÝCH PROMĚNNÝCH

Modely typu VAR či VECM jsou obecně považovány za vhodné nástroje pro konstrukci předpovědí, a odhadnutý model tak lze kromě výše provedené analýzy použít rovněž k predikčním účelům. I když předpověď je možné získat pro libovolnou z šesti proměnných zařazených do modelu, klíčovou pozornost věnujeme těm, které se týkají podnikového

sektoru a které jsou (s výjimkou úrokové sazby) také součástí výstupu zátěžových testů bank (Graf 3).

Na základě získaných předpovědí lze do konce roku 2013 i nadále očekávat jen mírný úvěrový růst a relativně příznivý vývoj obou měr úvěrového rizika. Výše úroků by měla zůstat pro podniky výhodná, i když předpovědi naznačují pozvolný růst úrokové sazby směrem nahoru. Nejistota spojená s předpověďmi je však poměrně vysoká.

Získané výsledky lze opět porovnat s jinými publikovanými výstupy. V tomto případě se nabízí zejména srovnání s vývojem podnikových ukazatelů vycházejících ze *Základního scénáře zátěžového testu bankovního sektoru z prosince 2012* (Graf 3).<sup>15</sup> V předpokládaném vývoji sledovaných ukazatelů lze nalézt u obou typů předpovědí rozdíly (zejména pokud jde o rychlejší pokles ukazatele NPL než u *Základního*

<sup>15</sup> Výsledky zátěžového testu z prosince 2012 rovněž vychází z dat dostupných do 3. čtvrtletí 2012.

scénáře<sup>16</sup>), ovšem základní tendence jsou v hrubých rysech podobné (Graf 3). To může potvrzovat věrohodnost testovaného scénáře a realistické nastavení tzv. satelitních modelů, s jejichž pomocí jsou na základě hlavního makroekonomického modelu ČNB „g3“ podnikové ukazatele v zátěžovém testu odhadovány.

## 6. ZÁVĚR

V tomto článku jsme se zabývali výstavbou jednoduchého modelu pro popis vývoje determinant úvěrové dynamiky. Odhadnutý model byl využit k separaci poptávkových a nabídkových vlivů na výši úvěrů a k získání předpovědí pro úvěrové charakteristiky podnikového sektoru.

Hlavním přínosem je zejména získání informací o nabídkové straně úvěrové dynamiky, které dříve nebyly z důvodu krátkého trvání šetření v ČR dostupné. Tyto výstupy nalézají široké využití v řadě analýz, včetně analýz z oblasti finanční stability. Důvěryhodnost získaných výsledků podporuje skutečnost, že odhadnuté odchylky od rovnovážné úrovně nabídkového vztahu velmi dobře korespondují s vývojem úvěrových podmínek získaných na základě existujících šetření pro eurozónu.

Výsledky dále naznačují, že průběh nabídky a poptávky vykazuje za normálních okolností velkou míru interakce a má v čase obdobný vývoj. S přihlédnutím k obecnému konsenzu, který zdůrazňuje zejména roli poptávky ve vývoji úvěrů, lze tento výsledek interpretovat tak, že za normálních podmínek se úvěrová nabídka přizpůsobovala poptávkovým tlakům. Oproti tomu s vypuknutím finanční krize vývoj naopak krátce ovlivnila výrazná úvěrová restrikce ze strany bank, která do jisté míry mohla ovlivnit také míru následujícího propadu HDP. V současné době nepozorujeme výraznější tlaky ani na poptávkové ani na nabídkové straně a vývoj obou faktorů se blíží rovnovážným úrovním.

## 7. LITERATURA

BALKE, N. S. A ZENG, Z. (2011): *Credit Demand, Credit Supply, and Economic Activity*, mimeo.

BIERENS, H. J. A MARTINS, L. F. (2010): *Time Varying Cointegration*, *Econometric Theory* 26, s. 1453–1490.

16 I když to již v grafu není zachyceno, ukazatel NPL v Základním scénáři klesá k obdobným úrovním jako předpověď modelu (1) v následujícím roce. Rozdíl může být způsoben také tím, že míra rizika je v zátěžových testech kalibrována spíše konzervativně.

BUSCH, U., SCHARNAGL, M. A SCHEITHAUER, J. (2010): *Loan supply in Germany during the financial crisis*, Discussion Paper Series 1: Economic Studies 05/2010, Deutsche Bundesbank.

CALZA, A., GARTNER, C. A SOUSA, J. (2001): *Modelling the demand for loans to the private sector in the Euro area*, ECB Working Paper č. 55.

CIMBUREK, J., KOLLÁR, M., KOMÁREK, L. A ŘEŽÁBEK, P. (2009): *Resolving Nonperforming Assets in the Czech Republic: Theory and Practice*, CESifo DICE Report Journal for Institutional Comparisons 7(3), s. 21–28.

DEL GIOVANE, P., ERAMO G. A NOBILE, A. (2011): *Disentangling Demand and Supply Effects in Credit Developments: A Survey-Based Analysis for Italy*, *Journal of Banking & Finance* 35(10), s. 2719–2732.

HÜLSEWIG, O., MAYER E. A WOLLMERSHÄUSER, T. (2006): *Bank loan supply and monetary policy transmission in Germany: An assessment based on matching impulse responses*, *Journal of Banking & Finance* 30 (10), s. 2893–2910.

KOK SØRENSEN, C., MARQUÉS IBÁÑEZ, D. A ROSSI, C. (2012): *Modelling loans to non-financial corporations in the euro area*, Banca d'Italia Working Papers č. 857.

KOOP, G., LEON-GONZALEZ, R. A STRACHAN, R. W. (2011): *Bayesian inference in a time varying cointegration model*, *Journal of Econometrics* 165(2), s. 210–220.

KUBICOVÁ, I., KOMÁREK, L. A PLAŠIL, M. (2012): *Analýza makrofinančních rizik a jejich přenosů v kontextu zranitelnosti české ekonomiky*, *Studie Národohospodářského ústavu Josefa Hlávky* 6/2012.

LÜTKEPOHL, H. (2005): *New introduction to multiple time series analysis*, Springer, Berlin.

SÓVÁGÓ, S. (2011): *Identifying supply and demand in the Hungarian corporate loan market*, Magyar Nemzeti Bank Occasional Papers, č. 94.

TAMÁSI, B. A VILÁGI, B. (2011): *Identification of credit supply shocks in a Bayesian SVAR model of the Hungarian Economy*, Magyar Nemzeti Bank Working Papers, č. 7.

WOODFORD, M. (2010): *Financial Intermediation and Macroeconomic Analysis*, *Journal of Economic Perspectives* 24(4), s. 21–44.