

ÚVĚRY V SELHÁNÍ A MAKROEKONOMIKA: MODELOVÁNÍ SYSTÉMOVÉHO KREDITNÍHO RIZIKA V ČESKÉ REPUBLICE¹

Aleš Melecký, Martin Melecký, Monika Šulganová, Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava

DOI: 10.18267/j.polek.1045

Úvod

Globální finanční krize poukázala na nepřipravenost zemí monitorovat a správně vyhodnocovat systémové kreditní riziko, jehož realizace přivedla řadu národních bankovních systémů do krizového stavu. Český bankovní systém demonstroval relativní odolnost vůči finančním tlakům, avšak monitorování a vyhodnocování systémového kreditního rizika stále zůstává nedostatečně rozvinutou hospodářsko-politickou oblastí. Nejčastěji používaným indikátorem kreditního rizika na agregátní úrovni jsou agregátní úvěry v selhání v bankovním sektoru (IMF, 2006).² Reakce úvěrů v selhání na makroekonomický vývoj charakterizuje systémovou reakci kreditního rizika v bankovním sektoru na celkové změny v domácí a globální ekonomice. Tato reakce v podobě modelového vztahu je využívána pro monitorování a vyhodnocování rizika, zejména v zátěžových (stress) testech kreditního rizika bank (Schmieder, Puhr a Hasan, 2011; Geršl *et al.*, 2013, Buncic a Melecký, 2013). Cílem tohoto článku je dále vylepšit nástroje pro monitorování kreditního rizika a zlepšit informovanost hospodářské politiky v oblasti finanční stability v České republice implementované Českou národní bankou (ČNB).

- 1 Tento článek vznikl za finanční podpory Grantové agentury České republiky v rámci projektu GA13-20613S *Institucionální struktura pro dohled nad finančními službami a monitoring systémového rizika ve střední Evropě*, v rámci projektu Příležitost pro mladé výzkumníky, reg. č. CZ.1.07/2.3.00/30.0016 a projektu *Výzkumný tým pro modelování ekonomických a finančních procesů* na VŠB-TU Ostrava, reg. č. CZ.1.07/2.3.00/20.0296, podpořeného Operačním programem *Vzdělávání pro konkurenceschopnost* a spolufinancovaného Evropským sociálním fondem a ze státního rozpočtu České republiky. Děkujeme Janu Libichovi za jeho cenné připomínky.
- 2 Česká národní banka definuje selhání dlužníka jako situaci, kdy lze předpokládat, že dlužník pravděpodobně nesplátí svůj závazek řádně a včas, aniž by věřitel přistoupil k uspokojení své pohledávky ze zajištění, nebo alespoň jedna splátka jistiny nebo příslušenství jakéhokoliv závazku dlužníka vůči věřiteli je po splatnosti déle než 90 dnů (vyhláška č. 123/2007 Sb., ve znění pozdějších předpisů).

Článek zkoumá, jak agregátní úvěry v selhání jakožto hlavní indikátor agregátního kreditního rizika reagují na makroekonomický vývoj v české ekonomice s využitím dat za období let 1993–2014. ČNB vychází ze všeobecně uznávané definice selhání dlužníka jako situace, kdy je splátka jistiny nebo příslušenství jakéhokoliv závazku dlužníka vůči věřiteli po splatnosti déle než 90 dnů.³ Zkoumanou závislou proměnnou je poměr úvěrů v selhání k celkovým úvěrům bank (NPLR). Vysvětlující proměnné zahrnují růst HDP, inflaci, zápůjční sazby, nezaměstnanost a dvě proměnné pro identifikaci důchodového a bilančního efektu měnového kurzu. Proměnná izolující důchodový efekt měnového kurzu působící na úvěry v selhání je konstruovaná jako součin reálného efektivního kurzu koruny (REER) a otevřenosti ekonomiky. Proměnná izolující bilanční efekt měnového kurzu je konstruovaná jako součin nominálního kurzu CZK/EUR a poměru bankovních půjček v zahraniční měně k celkovým bankovním půjčkám. Pro účely odhadu modelového vztahu využívá prezentovaná studie metodu bayesovského odhadu instrumentálních proměnných (Lubik a Schorfheide, 2007). Tato metoda umožňuje využít apriorní informace získané z předchozích mezinárodních empirických studií a s jejich pomocí zlepšit identifikaci odhadovaných koeficientů modelu nad rámec informací pocházejících z dat pro danou ekonomiku. Použitá metoda rovněž umožňuje zohlednit případnou endogenitu makroekonomického vývoje vzhledem k dynamice úvěrů v selhání, zejména v obdobích velkých finančních tlaků se systémovým dopadem na celou (reálnou) ekonomiku.

Naše práce přispívá k rozvoji literatury modelující vliv makroekonomických proměnných na úvěry v selhání pro účely makroprudenčního dohledu pomocí systémových a jednorovnicových metod. Systémové modely odhadu použili ve svých pracích například Babouček a Jančar (2005) pro Českou republiku nebo Fainstein a Novikov (2011) pro pobaltské státy. Výhodou systémových modelů odhadu je možnost zachycení vzájemných interakcí mezi proměnnými a zkoumání efektů zpětného dopadu (např. Marcucci a Quagliariello, 2008; Espinoza a Prasad, 2010 a Nkusu, 2011) a rovněž bývají účinnější. V případě ekonomik, které prošly tranzitivním obdobím, mohou být tyto metody méně robustní, zejména pokud je jedna z rovnic v systému nesprávně specifikovaná a infikuje celý systém rovnic (Johansen, 2005). Jednorovnicové modely kreditního rizika mají v literatuře lineární i nelineární formu. Výhodou nelineárních modelů je jejich schopnost citlivěji modelovat reakce ekonomických subjektů na extrémní změny, např. makroekonomických podmínek. Nelineární LOGIT modely kreditního rizika využili ve své práci např. Ali a Dali (2010) pro USA a Austrálii, Boss *et al.* (2009) pro Rakousko na úrovni ekonomických odvětví a Jakubík a Teplý (2011) pro český korporátní sektor. Nevýhodou nelineárních modelů je komplikované modelování perzistence, zohlednění potencionální endogenity proměnných, a zakomponování apriorních informací a aspektů důležitých pro hospodářsko-politickou analýzu. S využitím lineárního modelu např. Shu (2002) potvrzuje, že makroekonomické proměnné poskytují v předstihu informace o nerovnováhách, které mohou následně zasáhnout bankovní systém.

3 Vyhláška č. 123/2007 Sb., ve znění pozdějších předpisů.

Empirické studie potvrdily předpokládaný směr působení některých makroekonomických proměnných na objem úvěrů v selhání, směr působení jiných makroekonomických proměnných však zůstává nejednoznačný. Ekonomický růst zvyšuje platební schopnost dlužníků (např. Jiménez a Saurina, 2006; Podpiera, 2006; Louzis, Vouldis a Metaxas, 2012; Buncic a Melecký, 2013)⁴. Nepříznivý efekt (zvýšení objemu NPLs) způsobují rostoucí úrokové sazby (např. Jiménez a Saurina, 2006; Podpiera, 2006; Louzis, Vouldis a Metaxas, 2012; Buncic a Melecký, 2013; Beck, Jakubik a Piloiu, 2013) a nezaměstnanost (např. Louzis, Vouldis a Metaxas, 2012; Nkusu, 2011; Castro, 2013; Klein, 2013). Dopady změn cenové hladiny a změn měnových kurzů na objem NPLs nejsou jednoznačné. Například Festić a Bekő (2008), Babihuga (2007) a Fofack (2005) argumentují, že růst inflace, zejména neočekávané, může způsobit růst objemu úvěrů v selhání (NPLs). Shu (2002) naopak předpokládá nepřímo úměrný vztah.⁵ Vztah mezi měnovým kurzem a objemem NPLs zůstává empiricky nejednoznačný z důvodu dvou protichůdných efektů měnového kurzu: důchodového a bilančního. Pro Českou republiku byl potvrzen nepřímo úměrný vztah mezi kreditním rizikem a růstem kurzu, viz práce Festić a Bekő (2008) a Festić a Romih (2008).

V první kapitole je představen model, který bude používán pro odhad působení jednotlivých proměnných na NPLR. Ve druhé kapitole jsou popsána použitá data včetně jejich zdrojů a historického vývoje klíčových veličin. Třetí kapitola je věnována podrobnému popisu použitých metod, zejména bayesovské metody odhadu a nastavení apriorních předpokladů. Ve čtvrté kapitole jsou diskutovány výsledky provedeného odhadu základního scénáře. V páté kapitole jsou rozebrány výsledky alternativních scénářů a zdůrazněny jejich odlišnosti od základního scénáře. V závěrečném shrnutí je formulováno doporučení pro hospodářskou politiku.

1. Model

Předpokládá se, že kreditní riziko jednotlivých institucí bankovního systému se skládá ze systémového kreditního rizika a idiosynkratického kreditního rizika. Zároveň platí, že pro potřeby identifikace jsou systémové a idiosynkratické kreditní riziko ortogonální, a tudíž v kontextu lineárního modelu nekorelovaná. Jako ve většině existujících studií je i zde reálný vývoj kreditního rizika bankovního systému aproximován prostřednictvím poměru agregátních úvěrů v selhání k celkovým agregátním úvěrům. Dynamiku vývoje NPLR lze popsat pomocí následující regresní rovnice:

-
- 4 Pozitivní vliv na platební schopnost má také růst průmyslové produkce (např. Ahmad a Bashir, 2013) nebo exportu (např. Festić a Romih, 2008; Festić a Bekő, 2008). Růst investic, případně růst přímých zahraničních investic mohou rovněž zvyšovat platební schopnost privátního sektoru (Festić, Kavkler a Repina, 2011; Festić a Romih, 2008; Festić a Bekő, 2008).
 - 5 Shu (2002) uvádí 3 důvody, na jejichž základě předpokládá nepřímo úměrný vztah. Za prvé, inflace snižuje ex post reálnou úrokovou sazbu a může mít vliv na zvýšení poptávky po půjčkách. Za druhé, inflace snižuje reálnou hodnotu splátek dluhu, a tím napomáhá dlužníkovi dostat svým závazkům. Za třetí, inflace bývá zpravidla pozitivně korelovaná s hospodářským růstem, což implikuje nižší míry bankrotů a akceleraci v poskytování úvěrů.

$$NPLR_t = \alpha NPLR_{t-1} + \beta X_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

kde část $\alpha NPLR_{t-1} + \beta X_t$ reprezentuje podíl systémového kreditního rizika a ε_t podíl idiosynkratického rizika na agregátním vývoji úvěrů v selhání. Systémové kreditní riziko je proto závislé na předchozí úrovni NPLR a na makroekonomickém vývoji popsaném vektorem X_t . Konkrétně, systémové kreditní riziko je funkcí vývoje hlavních makroekonomických veličin, které vystupují v tradičních makroekonomických modelech sloužících pro účely hospodářské politiky (např. Monacelli, 2005; Linde, Nessen a Soderstrom, 2009 a Adolfson, 2001):

$$X_t = [GDP, UNP, INF, LR, ERI, ERB], \quad (2)$$

kde GDP je růst reálného hrubého domácího produktu⁶, UNP je míra nezaměstnanosti, INF je úroveň inflace, LR je úroveň zápůjčních úrokových sazeb a proměnné ERI a ERB modelují systémový důchodový a bilanční efekt kurzových změn na úvěry v selhání. ERI je výsledkem součinu reálného efektivního kurzu české koruny (v přímém kótování)⁷ a otevřenosti ekonomiky⁸, přičemž otevřenost ekonomiky je aproximována podílem součtu exportu a importu domácí ekonomiky na celkovém výstupu ekonomiky (HDP). ERB je výsledkem součinu nominálního kurzu CZK/EUR a podílu úvěrů v zahraniční měně na celkových úvěrech. Ukazatel ERB je konstruován tímto způsobem, neboť podrobná data o podílech jednotlivých měn na úvěrech v zahraniční měně nejsou dostupná za celé sledované období (1993–2014). Je obecně známo, že německá marka a následně euro historicky dominovaly koši měn, ve kterých byly půjčky v zahraničních měnách poskytovány. Pro potřeby odhadu jsou ERI a ERB vyjádřeny v logaritmech.

Na rozdíl od předchozích studií jsou v tomto článku rozlišovány dva protichůdné efekty změny měnového kurzu. Studie opomíjející tyto dva protichůdné efekty v identifikaci proto často nacházejí nevýznamný vliv kurzu na úvěry v selhání (např. Bofondi a Ropele, 2011; Buncic a Melecký, 2013; Ahmad a Bashir, 2013 a Yurdakul, 2014). Tento článek proto využívá k identifikaci důchodového a bilančního efektu změny měnového kurzu dvě rozdílné proměnné (ERI a ERB), které byly popsány výše.

Očekávaný směr působení jednotlivých proměnných je v souladu s empirickými výsledky prezentovanými v literatuře s výjimkou ERI a ERB, které jsou specifické pro tuto studii. Předpokládá se, že NPLR se snižuje z důvodů zlepšení platební schopnosti

6 Zvýšení ekonomického růstu může zahrnovat jak zvýšení rovnovážného růstu, tak zvýšení krátkodobého růstu z důvodu poptávkových tlaků.

7 V tomto okamžiku je vhodné čtenáře upozornit, že kotace reálného devizového kurzu je před výpočty obrácena na přímou kotaci, aby nevznikaly rozpory mezi kotací nominálního a reálného kurzu používanými v této studii.

8 Alternativně by bylo možné vážit reálný kurz např. saldem výkonové bilance namísto tradiční otevřenosti. Autoři se však přiklánějí k vážení otevřeností, neboť vážení saldem opomíjí fakt, že při daném saldu může být velikost importu a exportu naprosto rozdílná (10 – 20 vs. 110 – 120, v obou případech je rozdíl –10). Vážení otevřeností (EX + IM k HDP) proto (dle názoru autorů) lépe zachycuje citlivost ekonomiky (exportu i importu) na reálný kurz.

dlužníků v důsledku růstu HDP, růstu inflace a ukazatele ERI. K nárůstu problémů se splácením dochází naopak v důsledku růstu zápujčnicích sazeb, nezaměstnanosti a ukazatele ERB.⁹

Tyto očekávané směry působení jednotlivých proměnných jsou zachyceny ve formulaci prakticky odhadované regresní rovnice (3) takovým způsobem, aby všechny odhadované parametry měly pozitivní očekávaný směr působení:

$$NPLR_t = \alpha NPLR_{t-1} - \beta_1 GDP_t - \beta_2 INF_t + \beta_3 LR_t + \beta_4 UNP_t - \beta_5 ERI_t + \beta_6 ERB_t + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Pro účely ekonometrického odhadu je idiosynkratická složka úvěrů v selhání (ε_t) považována za reziduum s procesem popsaným následovně:

$$\varepsilon_t = \mu \varepsilon_{t-1} + \epsilon_t, \quad (4)$$

kde μ je autoregresní koeficient a ϵ_t je *i.i.d.* šok s distribucí $N(0, \sigma_\epsilon)$. Pro účely odhadu modelu pomocí metody instrumentálních proměnných rovněž předpokládáme, že:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \vartheta_t, \quad (5)$$

kde ρ je autoregresní koeficient a ϑ_t je *i.i.d.* šok s distribucí $N(0, \sigma_\vartheta)$.

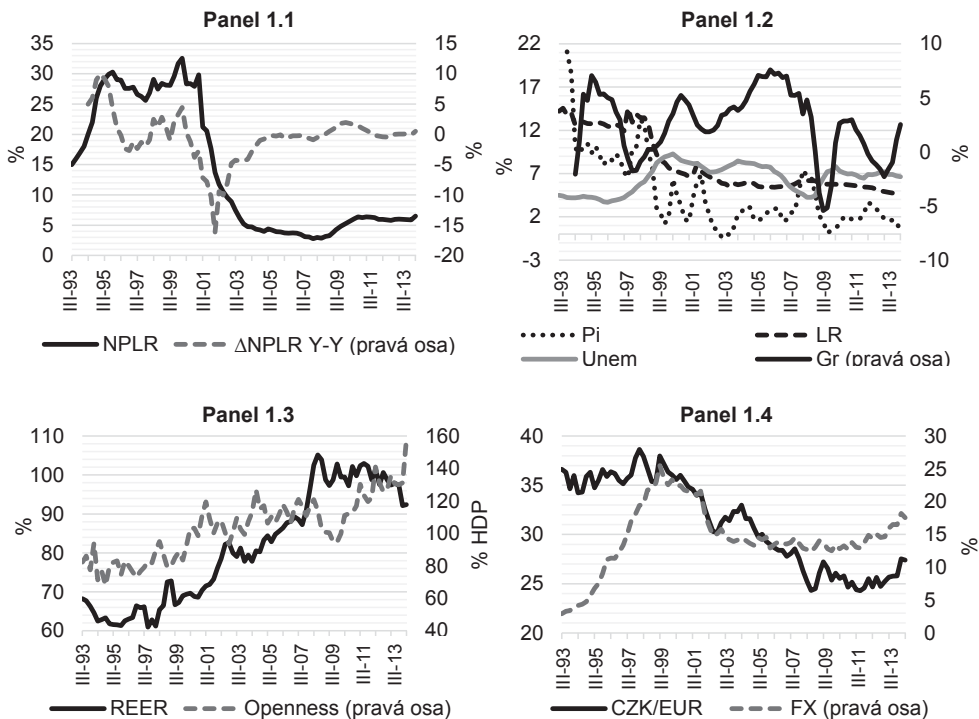
2. Data

K odhadu modelu byly použity kvartální časové řady pro Českou republiku v období od prvního čtvrtletí 1993 do prvního čtvrtletí 2014. Počátek datového souboru je limitován vznikem České republiky a dostupností statistik v transformačním období. Převážná část dat byla získána ze zdrojů České národní banky, z veřejně dostupné databáze ARAD a z interních dat ČNB. Interní data byla využívána k zpětné extrapolaci časových řad k počátku sledovaného období. Konkrétně byla z ČNB získána následující data: poměr agregátních úvěrů v selhání k celkovým agregátním úvěrům, výdaje na hrubý domácí produkt (HDP) ve stálých cenách, index reálného efektivního kurzu koruny, zápujčnicí úrokové sazby klientských úvěrů, podíl úvěrů v zahraniční měně na celkových agregátních úvěrech a objem exportů a importů, pomocí kterých byla dopočítána otevřenost české ekonomiky. Časová řada indexu spotřebitelských cen (CPI) byla získána z databáze Mezinárodní organizace práce (ILO) a míra nezaměstnanosti z Eurostatu. Časová řada kurzu české koruny vůči euru pochází z databáze ARAD a byla zpětně extrapolována pomocí dat z databáze DATASTREAM.

⁹ Současné zařazení proměnných ERI, ERB a inflace nečiní s ohledem na případnou multikolinearitu výraznější problém (dle odhadů autorů). V kontextu bayesovského modelu není navíc mírná kolinearita až takový problém, protože identifikace je posílena informacemi pocházejícími z apriorních předpokladů.

Graf 1

Grafická analýza vstupních veličin



Zdroj: vlastní výpočty na základě dat z tabulky v příloze 1

Poznámka: NPLR označuje poměr úvěrů v selhání k celkovým úvěrům bank a Δ NPLR Y-Y jeho meziroční změnu, Pi je míra inflace a Unem míra nezaměstnanosti. LR označuje záůjční úrokovou sazbu, Gr míru reálného ekonomického růstu. REER je index reálného efektivního kurzu koruny, Openness míra otevřenosti české ekonomiky, CZK/EUR označuje nominální devizový kurz CZK/EUR a FX podíl úvěrů v zahraniční měně k celkově poskytnutým úvěrům.

Data ohledně výdajů na HDP (ve stálých cenách roku 2005, sezónně očištěno) byla použita na výpočet meziročního reálného ekonomického růstu. Index spotřebitelských cen byl vztažen k základu roku 2000. V případě nominálního bilaterálního kurzu koruny vůči euru (CZK/EUR) a indexu reálného efektivního kurzu koruny (REER) byl použit jejich kvartální průměr. Index REER je vážený pomocí procentuálních podílů obrátů zahraničního obchodu roku 2010. Záůjční úroková sazba nebyla do roku 2001 vykazovaná desagregovaně pro různé sektory hospodářství, proto byla pro období do roku 2001 použita jednotná záůjční úroková sazba. Od roku 2001 začala ČNB zveřejňovat záůjční úrokovou sazbu klientských úvěrů pro sektor nefinančních podniků a domácností, a tudíž je od roku 2001 použit vážený průměr obou sazeb. Zvoleným indikátorem nezaměstnanosti byla harmonizovaná míra nezaměstnanosti, vycházející z definice nezaměstnaného dle ILO, přičemž byl použit kvartální průměr sezónně očištěných dat. Otevřenost české ekonomiky byla vypočtena jako podíl součtu objemu exportu a importu na nominálním HDP (sezónně neočištěno). Popis použitých dat, definic použitých proměnných a jejich zdrojů je shrnut v tabulce v příloze 1.

Grafické znázornění vstupních časových řad poskytuje graf 1. Panel 1.1 grafu 1 zachycuje vývoj kreditního rizika měřeného pomocí NPLR, resp. jeho meziročních změn (Δ NPLR). Na počátku 90. let 20. století můžeme pozorovat výrazný nárůst tohoto indikátoru, který kulminoval v třetím čtvrtletí 1999. Tento nepříznivý vývoj byl pravděpodobně ovlivněn bankovní krizí v České republice, která bývá datována obdobím let 1996–2000 (viz např. Laeven a Valencia, 2013). Snahy o ozdravení bankovního sektoru zahrnovaly převod části nahromaděných problémových půjček do bilance Konsolidační banky Praha, která byla v roce 2001 transformována na nebankovní Českou konsolidační agenturu. Z tohoto důvodu data ohledně její bilance vypadla z bankovní statistiky. Výsledkem byl pokles poskytovaných bankovních úvěrů, avšak ještě daleko větší pokles objemu úvěrů v selhání, což se projevilo ve výrazném propadu NPLR po roce 2000 (viz např. Babouček a Jančar, 2005). Opětovný nárůst NPLR můžeme sledovat zhruba od roku 2009, kdy nepříznivé makroekonomické podmínky způsobené globální recesí zapříčinily nárůst objemu úvěrů v selhání a zpomalení dynamiky poskytování nových půjček.

Panel 1.2 grafu 1 znázorňuje vývoj míry inflace a nezaměstnanosti, zápůjční úrokové sazby a reálného ekonomického růstu. Opět můžeme sledovat vyšší (a rovněž volatilnější) hodnoty inflace a zápůjční sazby na počátku sledovaného období a jejich postupný pokles a stabilizaci. V případě inflace bylo jednou z příčin zavedení měnového režimu cílování inflace v roce 1998. Také u zápůjční úrokové sazby došlo po roce 2000 k značné stabilizaci a snížení volatility. Na časové řadě reálného ekonomického růstu jsou dobře patrné propady ekonomické aktivity způsobené měnovou krizí v roce 1997 a globální finanční krizí, která se v České republice zcela projevila v roce 2008. Na dané časové řadě je viditelné také ochabnutí ekonomické aktivity spojené se splasknutím technologické (dot-com) bubliny v roce 2001, které způsobilo recesi ve Spojených státech a následně i v evropských ekonomikách (Musílek, 2008). Česká republika byla v tomto období ovlivněna zejména výrazným oslabením konjunktury v Německu.

Společný růstový trend indexu reálného efektivního kurzu koruny (REER) a míry otevřenosti (Openness) je zachycený v panelu 1.3 grafu 1. Za povšimnutí stojí výrazný krátkodobý propad otevřenosti české ekonomiky v roce 2009 související s nástupem krize. Vývoj reálného efektivního kurzu má pro Českou republiku, která je malou a vysoce otevřenou ekonomikou, významné implikace zejména v oblasti zahraničního obchodu. V případě proexportně orientované ekonomiky tlumí dlouhodobý apreciační trend nominálního kurzu (panel 1.4 grafu 1) příliš optimistické očekávání korporátního sektoru, které by mohlo vést k vytváření nadměrných a nerentabilních produkčních kapacit financovaných prostřednictvím úvěrů. Prostředí se zhodnocující se domácí měnou a nízkými úrokovými sazbami odrazuje od nezajištěných půjček v cizích měnách, což pomáhá při udržování finanční stability z důvodu nižšího úrokového rizika (Frait, Komárková a Komárek, 2011).

Tento vývoj můžeme sledovat v panelu 1.4 grafu 1, kde je znázorněn podíl úvěru v zahraniční měně na celkových poskytnutých úvěrech (FX) v České republice spolu s vývojem nominálního kurzu české koruny vůči euru. Na počátku sledovaného období

byl FX podíl zanedbatelný (půjčky v zahraničních měnách se poskytovaly jen sporadicky). Do roku 2000 můžeme sledovat výrazný nárůst podílů úvěrů v zahraničních měnách na celkových úvěrech až k hranici 30% a následný postupný pokles a stabilizaci. Ke konci sledovaného období došlo k mírnému nárůstu, avšak hodnoty podílu úvěrů v zahraničních měnách jsou stále na udržitelných a v porovnání např. s jinými zeměmi V4 (Maďarsko, Polsko) na nižších úrovních. Je potřeba také poznamenat, že v České republice, na rozdíl např. od Maďarska nebo Rakouska, byly půjčky v zahraničních měnách poskytovány především firemnímu sektoru s kapacitou generovat toky v zahraniční měně pomocí exportu.

3. Metoda odhadu

Pro odhad modelu je v tomto článku použita metoda bayesovského odhadu s využitím instrumentálních proměnných (viz např. Lubik a Schorfheide, 2007). Tato metoda umožňuje výzkumníkům propojit apriorní znalosti získané z relevantních mezinárodních studií spolu s informacemi z dat specifické ekonomiky. Tato metoda je obzvláště užitečná zejména pro ekonomiky s krátkými časovými řadami, mezi které patří i česká ekonomika. Ani delší historické časové řady navíc nemusejí poskytovat dostatek informací o budoucím vývoji dané ekonomiky. Zahrnutí informací ze studií, které zohlednily cykly v jiných (např. rozvinutějších) zemích může být efektivní pro robustní identifikaci jednotlivých odhadovaných koeficientů modelu vzhledem k různým scénářům možného budoucího vývoje dané ekonomiky. Spíše než zavádět omezení na rozsah parametrů v odhadu maximální věrohodnosti v klasickém odhadu je přirozenější přidat pravděpodobnostní rozdělení, tj. apriorní předpoklady ohledně rozsahu parametrů odhadovaného modelu. Toto lze snadno provést při použití bayesovského přístupu k odhadu, který kombinuje teoretická omezení v podobě apriorních předpokladů ohledně rozsahu parametrů s informacemi obsaženými v datech, viz např. An a Schorfheide (2007).

K získání odhadů parametrů a vyvození závěrů je proto v této práci použit bayesovský přístup, který v případě námi navrženého odhadu regresního modelu spočívá v následujících krocích: Nejdříve je model s endogenními proměnnými převeden do redukované formy. Redukovaná forma odpovídá autoregresnímu modelu rozložených časových zpoždění (autoregressive distributed lag, ARDL) se zpožděnými endogenními proměnnými od jednoho až po dvě období (ARDL(2,2) model). ARDL(2,2) model představuje redukovanou formu, jelikož používáme jako instrumenty proměnné zpožděné o jedno období, a protože reziduální složka regresní rovnice může být autokorelovaná. Tato struktura modelu umožňuje snadno spočítat pravděpodobnostní funkci.

Kombinace pravděpodobnostní funkce řešeného modelu s apriorními rozděleními parametrů definuje posteriorní hustotu (posterior density) pravděpodobnosti. Na základě apriorního rozdělení $p(\theta)$, kde θ je vektor obsahující modelové parametry, je posteriorní hustota proporcionální násobku pravděpodobnostní funkce řešeného modelu a apriorních rozdělení

$$p(\theta / Y) \propto L(\theta / Y)p(\theta), \quad (6)$$

přičemž $L(\theta/Y)$ je pravděpodobnostní funkce závisící na datech Y . Je třeba poznamenat, že použité apriorní předpoklady jsou vzájemně nezávislé, takže $p(\theta)$ je konstruována jako násobek individuálních apriorních předpokladů ohledně parametrů uvedených v druhém sloupci tabulky 2.

Posteriorní rozdělení v rovnici (6) je obecně funkcí parametrů a je maximalizováno pomocí algoritmu numerické optimalizace. V této práci je použit Monte-Carlo optimalizační algoritmus dostupný v softwaru Dynare pod volbou 7. Hodnoty parametrů v oblasti posteriorního maxima, společně s Hessiánskou maticí daných parametrů, jsou následně využity k zahájení výběrového algoritmu Metropolis-Hastings na bázi náhodné procházky. Tento výběrový algoritmus slouží k získání náhodných výběrů z celé posteriorní distribuce. Návrhy v algoritmu výběru vzorků (sampling algorithm) jsou vybírány z multivariantního normálního rozdělení s použitím hodnoty vázícího parametru (scaling factor) 0,4. Hodnota tohoto vázícího parametru vedla k 37 a 39 procentní míře přijetí náhodně vybraných vzorků v rámci dvou řetězců (sledů) vygenerovaných pro výpočty v této práci. Oba sledy čítaly 10 tisíc výběrů jednotlivých koeficientů modelu, přičemž prvních 50 % každého sledu výběrů bylo odloženo pro účely dalších výpočtů. Metropolis-Hastingsův algoritmus pro výběr vzorků a role použitého měřítka ve vzorkovníku (sampler) jsou podrobněji rozebírány např. v práci An a Schorfheide (2007).

Apriorní předpoklady v této práci byly sestaveny na základě rešerše relevantních studií. Na základě provedené rešerše literatury bylo identifikováno 46 empirických studií, ve kterých byly úvěry v selhání (resp. jejich podíl na celkově poskytnutých úvěrech) použity jako vysvětlovaná proměnná při zkoumání kreditního rizika. Do výběru empirických studií nebyly zařazeny práce, které používaly jiný indikátor kreditního rizika, např. pravděpodobnost nesplacení dluhu (probability of default), tvorbu opravných položek k problémovým úvěrům nebo tvorbu rezerv ke ztrátám plynoucích z úvěrů (loan loss reserves).

Následně byly vyloučeny studie, které nepoužívaly dynamický model, tj. neobsahovaly zpožděné hodnoty závislé proměnné na straně vysvětlujících proměnných. Vyloučeny byly rovněž studie, které formulovaly dynamiku úvěrů v selhání pouze pomocí vlastních zpožděných hodnot vyšších řadů a opomíjely zpoždění jednoho období (prvního řádu). Pro stanovení apriorních předpokladů ohledně působení makroekonomických determinantů na úvěry v selhání nemohly být použity ani studie zaměřené pouze na idiosynkratické determinanty na úrovni jednotlivých bank. Další omezení počtu využitelných studií vyplynula z neuvedených, resp. neúplně uvedených výsledků odhadů.

Základním východiskem pro tvorbu apriorních předpokladů bylo 14 empirických studií, které splňovaly tři základní podmínky: (i) indikátorem kreditního rizika byl podíl úvěrů v selhání na celkově poskytnutých úvěrech (případně jeho logaritmická transformace), (ii) specifikace modelu obsahovala hodnotu závislé proměnné zpožděnou o jedno období na straně vysvětlujících proměnných a (iii) studie pracovala

alespoň s jedním z vybraných makroekonomických determinantů. Vybrané studie, jimi odhadované koeficienty pro jednotlivé proměnné a souhrnné statistiky používané pro nastavení apriorních předpokladů, jsou uvedeny v tabulce 1.

Tabulka 1

Formulace apriorních předpokladů na základě rešerše relevantních studií

Autoři (rok publikace)	NPLR_{t-1}	GR	LR	INFL	ER	UNEM
Louzis, Vouldis, Metaxas (2012)	-0,10	-0,55	0,21			0,21
Buncic, Melecky (2013)	0,67	-0,26	0,21	0,13		
Castro (2013)	1,14	-0,03				
Salas, Saurina (2002)	0,53	-0,12				
Jimenez, Saurina (2006)	0,55	-0,14	0,10			
Vazquez, Tabak, Souto (2012)	0,60	-0,19				
Yurdakul (2014)	0,97	-0,02	0,01			-0,02
Jakubík, Reininger (2013)	0,21	-1,64			0,37	
Shu (2002)	0,77	-0,03	0,15	-0,28	0,04	
Babouček, Jančar (2005)	0,42		-0,01	1,75	0,03	0,44
Gerlach, Peng, Shu (2005)	0,34	0,59	0,58	-0,32		
Zeman, Jurča (2008)	0,68	-0,01			-0,01	
Nkusu (2011)	0,13	-0,16	0,26			0,25
de Bock, Demyanets (2012)	0,38	-0,21	0,04		-0,14	
Medián	0,55	-0,15	0,16	-0,31	0,04	0,23
Standardní chyba (S. E.)	0,07	0,03	0,03	0,06	0,15	0,09
Vážený průměr	0,71	-0,06	0,18	-0,14	0,01	0,13

Zdroj: vlastní výpočty

Poznámka: NPLR označuje podíl úvěrů v selhání na celkově poskytnutých úvěrech, GR míru reálného ekonomického růstu, LR záporní úrokovou sazbu, INFL míru inflace, ER změnu měnového kurzu a UNEM míru nezaměstnanosti. Index_{t-1} označuje zpožděnou hodnotu parametru proměnné o jedno období. U studií, které identifikovaly více hodnot (zpoždění) parametru u jedné proměnné byla použita suma těchto hodnot a medián jejich standardních chyb. U studií, které zahrnovaly více modelů (odhadů), byl použit medián parametrů a medián jejich standardních chyb.

Pro stanovení apriorních předpokladů ohledně působení vybraných proměnných na úvěry v selhání byl použit následující postup: Z výběrového souboru 14 empirických studií byly pro jednotlivé vysvětlující proměnné vybrány hodnoty odhadnutých parametrů a jejich standardní chyby (popřípadě t-statistiky, pomocí kterých byly dopočítány standardní chyby). Pro jednotlivé vysvětlující proměnné byl následně z těchto hodnot spočten medián efektů proměnných a medián jejich standardních chyb v rámci vybraných studií. U modelů, které identifikovaly více hodnot (zpoždění) parametrů u jedné proměnné, byla použita suma těchto hodnot a medián jejich standardních chyb. U studií, které zahrnovaly více modelů (odhadů), byly pro výpočet mediánů parametrů a standardních chyb použity všechny modely.

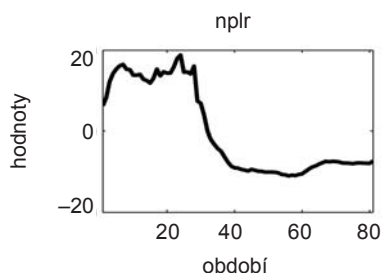
Výsledné apriorní předpoklady jsou uvedeny v druhém sloupci tabulky 2. Pro regresní koeficienty hlavní odhadované rovnice jsou apriorní předpoklady v podobě normální distribuce centrovány na medián odhadu relevantních mezinárodních studií, přičemž disperze dané normální distribuce odpovídá střední standardní chybě spojené s odhadem daného koeficientu v zohledněných studiích. Apriorní předpoklady pro koeficienty související se změnou měnového kurzu jsou centrovány na hodnoty blízké nule a příslušné apriorní rozdělení má nastavenou velkou disperzi. Tato formulace apriorních předpokladů pro vliv kurzu na NPLR odráží obecně nejednoznačný vliv kurzu odhadovaný v rámci zohledněných relevantních studií včetně jejich neprecizní identifikace. Apriorní předpoklad pro autoregresní koeficient na zpožděné hodnotě NPLR je nastaven pomocí beta distribuce, jelikož odhadovaná regresní rovnice modeluje stacionární proces a autoregresní koeficient by měl nabývat pozitivních hodnot menších než jedna. Také autoregresní koeficienty ve vedlejších rovnicích jsou formulovány pomocí beta distribuce předpokládající mírnou autokorelaci. Na základě vizuální inspekce použitých časových řad se předpokládá mírně vyšší persistence pro residuum NPLR rovnice, ε_t , a pro růst HDP než pro ostatní endogenní proměnné. Jako v obdobných studiích používajících Bayesovu metodu odhadu (např. Melecký, 2012; Dixon a Jorgenson, 2012) jsou apriorní předpoklady pro standardní odchylky šoků hlavní regresní rovnice a vedlejších rovnic modelu formulovány pomocí inverzní gama distribuce.

4. Diskuse odhadu

Z hlediska celkové vysvětlovací schopnosti modelu je z grafu 2 patrná velmi dobrá přilnavost modelu k datům, jelikož modelové odhady těsně kopírují skutečná data.

Graf 2

Skutečné a odhaduté hodnoty



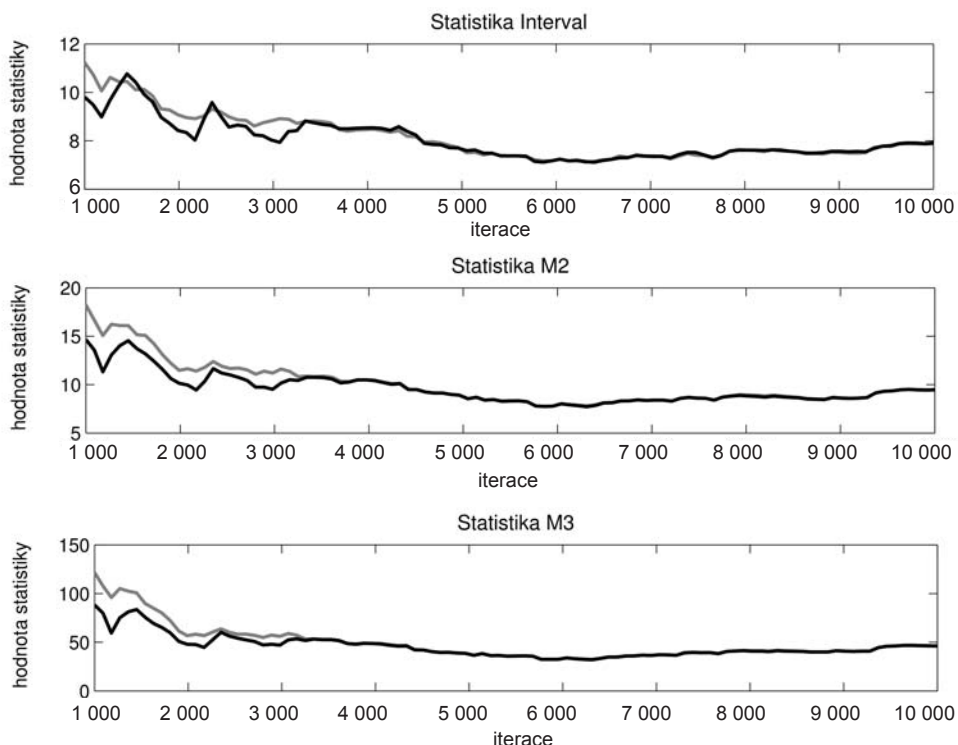
Zdroj: vlastní výpočty v programu Matlab

Graf 3 vykresluje uspokojivou diagnostiku bayesovského odhadu. Konkrétně, graf 3 zachycuje statistiku konvergence dvou vygenerovaných Markovových řetězců, které vycházejí z odlišných hodnot a postupně se přibližují (konvergují). Na horizontální ose je zachycena délka řetězce (počet iterací) a na vertikální ose jsou zachyceny

jednotlivé statistiky. Statistiky řetězců k sobě konvergují v prvním případě (interval) přibližně po 4 000 iteracích a v případě statistik M2 a M3 přibližně po 3 500 iteracích. Poté dochází k postupné stabilizaci hodnot. K ustálení hodnot dochází ve všech zkoumaných případech přibližně po 5 000 iteracích. Použití vygenerovaných parametrů v rozsahu 5 000–10 000 pro výpočet distribuce parametrů a jejich hlavních statistik je tudíž kredibilní.

Graf 3

Grafická analýza konvergence řetězců



Zdroj: vlastní výpočty v programu Matlab

Nyní budou s využitím tabulky 2 a grafu 4 interpretovány odhady jednotlivých koeficientů modelu. V prvním sloupci tabulky 2 jsou uvedeny odhadované parametry. Druhý sloupec tabulky 2 uvádí apriorní předpoklady ohledně typu použitého apriorního rozdělení, jeho střední hodnoty a standardní chyby. Třetí sloupec tabulky 2 prezentuje posteriorní modus (nejčastější hodnotu) a čtvrtý sloupec střední hodnotu posteriorní hustoty pravděpodobnosti. V posledním sloupci tabulky 2 je uveden 90% posteriorní bayesovský interval spolehlivosti. V grafu 4 jsou zachyceny apriorní a posteriorní hustoty pravděpodobnosti. Šedou barvou jsou zachycena apriorní pravděpodobnostní rozdělení a černou barvou je znázorněna posteriorní hustota pravděpodobnosti. Čárkovaná vertikální linie označuje hodnotu posteriorního modusu.

Tabulka 2

Apriorní předpoklady a výsledky bayesovského odhadu – základní odhad

Parametry	Apriorní rozdělení	Posteriorní modus	Posteriorní střední hodnota	Posteriorní 90% bayesovský jistotní interval
a_nplr	B(0,55; 0,07)	0,6716	0,7764	[0,6424; 0,9018]
a_gr	N(0,15; 0,03)	0,1385	0,1379	[0,0976; 0,1875]
a_pi	N(0,31; 0,06)	0,2344	0,1856	[0,0611; 0,2843]
a_lr	N(0,16; 0,03)	0,1749	0,1906	[0,1305; 0,2467]
a_reer	N(0,01; 1,00)	1,3235	1,9471	[0,3090; 3,5000]
a_ner	N(0,01; 1,00)	0,0724	0,1917	[-0,2663; 0,6576]
a_unem	N(0,23; 0,09)	0,2000	0,1735	[0,0095; 0,3118]
p_nplr	B(0,20; 0,10)	0,7964	0,5745	[0,2706; 0,8659]
r_gr	B(0,20; 0,10)	0,7943	0,7878	[0,7281; 0,8466]
r_pi	B(0,10; 0,10)	0,8331	0,8336	[0,7687; 0,8921]
r_lr	B(0,10; 0,10)	0,9367	0,9312	[0,9110; 0,9556]
r_reer	B(0,10; 0,10)	0,7895	0,7814	[0,7061; 0,8695]
r_ner	B(0,10; 0,10)	0,6014	0,5988	[0,4645; 0,7186]
r_unem	B(0,10; 0,10)	0,9186	0,9159	[0,8851; 0,9460]
Směrodatné odchylky šoků				
u_nplr	IG(0,80; 0,20)	1,5744	1,5499	[1,3108; 1,7569]
u_gr	IG(0,20; 0,20)	1,2575	1,2880	[1,1222; 1,4546]
u_pi	IG(0,40; 0,20)	1,3622	1,3911	[1,2189; 1,5612]
u_lr	IG(0,40; 0,20)	0,5356	0,5530	[0,4854; 0,6171]
u_reer	IG(0,40; 0,20)	0,1057	0,1083	[0,0952; 0,1226]
u_ner	IG(0,40; 0,20)	0,5791	0,5889	[0,5194; 0,6642]
u_unem	IG(0,40; 0,20)	0,3398	0,3449	[0,3006; 0,3851]

Zdroj: vlastní výpočty v programu Matlab

Poznámka: $B(a;b)$, $N(a;b)$ a $IG(a;b)$ označují beta, normální a inverzní gama rozdělení, kde a a b určují umístění a škálu (location and scale).

Z výsledků uvedených v tabulce 2 je patrné, že téměř všechny odhadnuté parametry jsou signifikantní na zohledněné hladině významnosti. Výjimku tvoří vliv nominálního devizového kurzu na NPLR (a_{ner}) s ohledem na podíl úvěrů v zahraniční měně, u něhož uváděný interval spolehlivosti nedává jednoznačnou odpověď ohledně pozitivního směru působení.

V případě persistence NPLR (koeficient a_{nplr}) jsou posteriorní modus a posteriorní střední hodnota výrazně vyšší než předpokládaná apriorní střední hodnota, která leží mimo posteriorní interval spolehlivosti. Posteriorní střední hodnota (0,78) poukazuje na vysokou míru persistence NPLR, která je v případě České republiky výrazně vyšší, než vyplynulo z rešerše literatury. Z grafu 4 je poté patrný vliv apriorních infor-

mací, které jsou upřesňovány daty, jež způsobují výrazný posun posteriorního rozdělení směrem k vyšším hodnotám ve srovnání s apriorním rozdělením.

Odhad vlivu ekonomického růstu na NPLR (a_{gr}) se v případě posteriorních hodnot blíží apriorním předpokladům při odhadnuté posteriorní střední hodnotě 0,14. Ekonomický růst v České republice tudíž zlepšuje finanční kondici dlužníků a jejich schopnost dostát svým závazkům, může také vést k zvýšenému zájmu o nové úvěry. Oba tyto efekty v konečném důsledku vedou k poklesu NPLR. V grafu 4 lze pozorovat vliv informací plynoucích z dat, které se jeví pro odhad posteriorního rozdělení mírně významnější než apriorní informace.

Výsledky odhadu vlivu inflace na NPLR (a_{pi}) naznačují, že v případě České republiky jsou dopady inflace na schopnost dlužníků splácet své úvěry slabší, než vyplývá z rešerše literatury. Odhadnutá posteriorní střední hodnota (0,19) i modus jsou nižší než apriorní střední hodnota, která leží mimo jistotní interval. Z dvou v empirické literatuře pozorovaných směrů působení se výsledky prezentované pro Českou republiku přiklánějí k pracím, jež pozorovaly nepřímo úměrný vztah mezi inflací a NPLR (viz např. Shu, 2002; Gerlach, Peng, Shu, 2005). V grafu 4 je možné pozorovat vliv dat, která způsobují posun posteriorního rozdělení směrem k nižším hodnotám ve srovnání s apriorním rozdělením.

Analyzovaný vliv změn záůjční úrokové sazby na NPLR (a_{lr}) potvrzuje předpoklady získané z empirické literatury o nepříznivém vlivu růstu úrokových sazeb na NPLR. Posteriorní střední hodnota (0,19) a zejména modus jsou v tomto případě blízko apriorní střední hodnotě. Zvýšení záůjčních úrokových sazeb v České republice v případě dluhu s plovoucí úrokovou sazbou zvyšuje náklady na splácení dluhu, vede k nárůstu nesplácených úvěrů, případně i k poklesu zájmu o nové úvěry (včetně těch s fixní sazbou) a celkově zvyšuje NPLR. V grafu 4 lze opět pozorovat upřesňující vliv informací plynoucích z dat a posun posteriorního rozdělení směrem k vyšším hodnotám ve srovnání s apriorními informacemi.

Hodnota vlivu změny reálného devizového kurzu na NPLR s ohledem na otevřenost české ekonomiky (a_{reer}), identifikující důchodový efekt měnového kurzu, je odhadována jako výrazně negativní. Modus i posteriorní střední hodnota (1,95) se výrazně odchyľují od apriorní střední hodnoty. V případě malé a velmi otevřené české ekonomiky není překvapivé, že vliv reálného devizového kurzu překračuje výsledek z rešerše literatury vycházející z širšího vzorku zemí. Růst devizového kurzu (reálná depreciace koruny) vede ke zvýšení konkurenceschopnosti domácího zboží a růstu příjmů z exportu, což pomáhá exportně orientovaným firmám při splácení závazků, podporuje zaměstnanost a růst mezd v exportních odvětvích a vede k poklesu NPLR. V grafu 4 je posteriorní rozdělení vlivem dominujících informací z dat částečně zploštěno a posunuto směrem k vyšším hodnotám.

Vliv změny nominálního devizového kurzu na NPLR s ohledem na podíl úvěrů v zahraniční měně (a_{ner}), identifikující bilanční efekt měnového kurzu, působí směrem opačným než reálný devizový kurz. Posteriorní modus a střední hodnota (0,19) se opět odchyľují od apriorní střední hodnoty a potvrzují domněnku, že nominální depreciace zvyšuje u nezajištěných úvěrů poskytnutých v zahraniční měně splátky dluhu vyjád-

řené v domácí měně.¹⁰ Vzhledem k širšímu jistotnímu intervalu ale nelze tuto hypotézu přijmout na 10% hladině významnosti. V tomto případě je v grafu 4 patrný výrazně převažující vliv informací plynoucích z dat na posteriorní rozdělení ve srovnání s apriorními informacemi a značná korekce odhadnutých hodnot koeficientů.

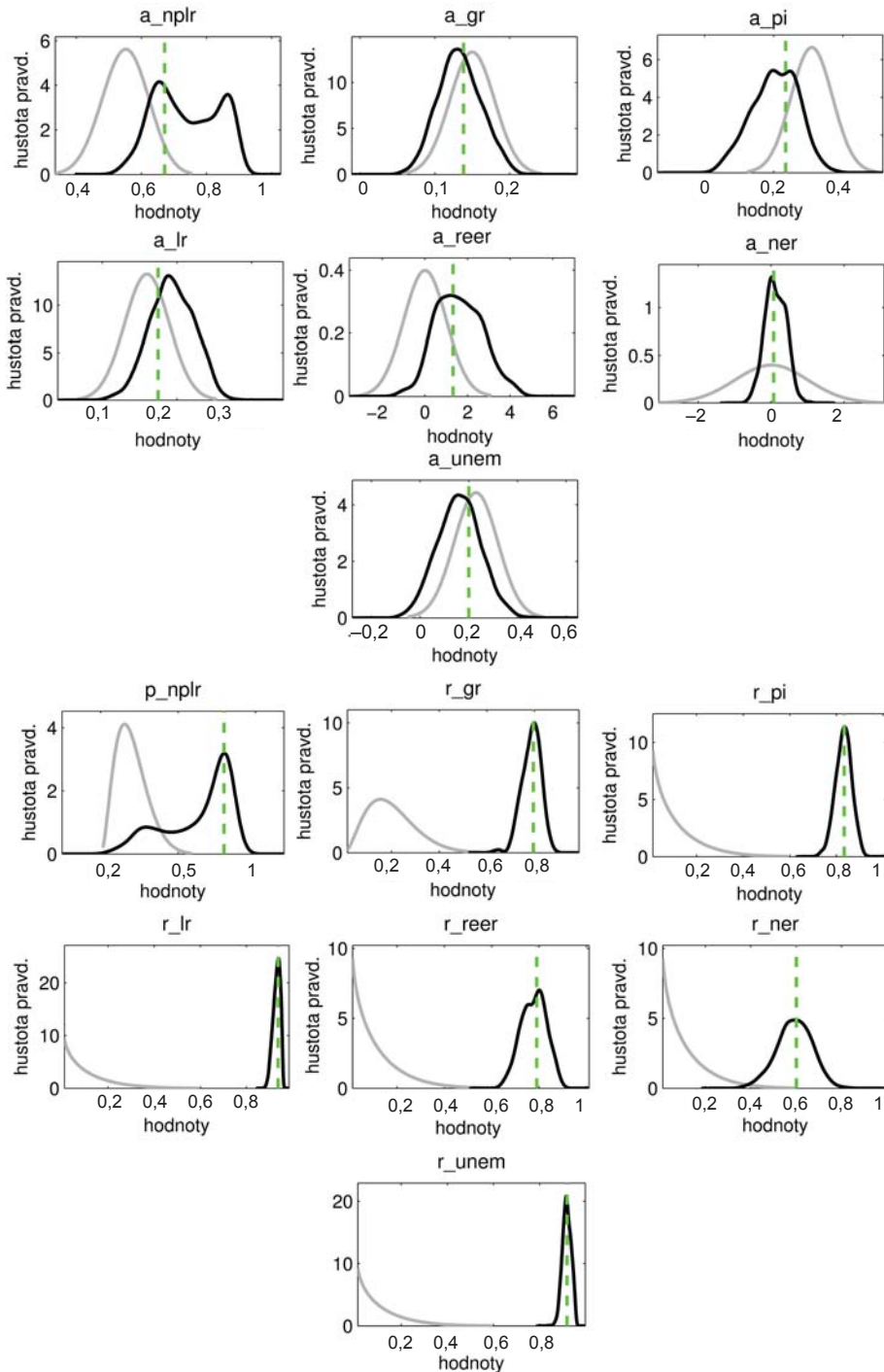
Posledním zkoumaným parametrem je odhadovaný vliv změn nezaměstnanosti na NPLR (a_{unem}). U tohoto ukazatele se posteriorní střední hodnota (0,17), a zejména modus, blíží k apriorní střední hodnotě vycházející z rešerše literatury. Růst nezaměstnanosti způsobuje ztrátu příjmu postižené části obyvatelstva a pokles kupní síly obyvatelstva jako celku, což vede k omezení poptávky a poklesu příjmů firem. V konečném důsledku růst nezaměstnanosti způsobuje nárůst NPLR. V případě nezaměstnanosti dochází rovněž k upřesnění apriorních informací na základě použitých dat a posunu posteriorního rozdělení k mírně nižším hodnotám ve srovnání s apriorním rozdělením.

V případě odhadovaných autoregresních koeficientů jednotlivých makroekonomických veličin jsou posteriorní hodnoty výrazně vyšší než konzervativně nastavené apriorní předpoklady. Nejvyšší strnulost lze pozorovat v případě záůjční sazby (r_{lr}) a nezaměstnanosti (r_{unem}), naopak nejnižších hodnot dosahuje posteriorní střední hodnota a modus v případě nominálního kurzu (r_{ner}). Všechny sledované autoregresní komponenty jsou významné na 10% hladině významnosti a potvrzují, že zpožděné hodnoty jsou relevantními instrumenty pro jednotlivé makroekonomické veličiny. Z grafu 4 je zjevná dobrá identifikace z dat a jejich vliv na podobu výsledného posteriorního rozdělení, zejména v případech odhadů koeficientů ekonomického růstu (r_{gr}), inflace (r_{pi}), záůjčních úrokových sazeb (r_{lr}) a nezaměstnanosti (r_{unem}). Je zřejmé rovněž značné zúžení výsledného rozdělení. V těchto, ale i ostatních případech dochází rovněž k poměrně velkému posunu distribuce směrem od konzervativního apriorního rozdělení k vyšším hodnotám posteriorního rozdělení.

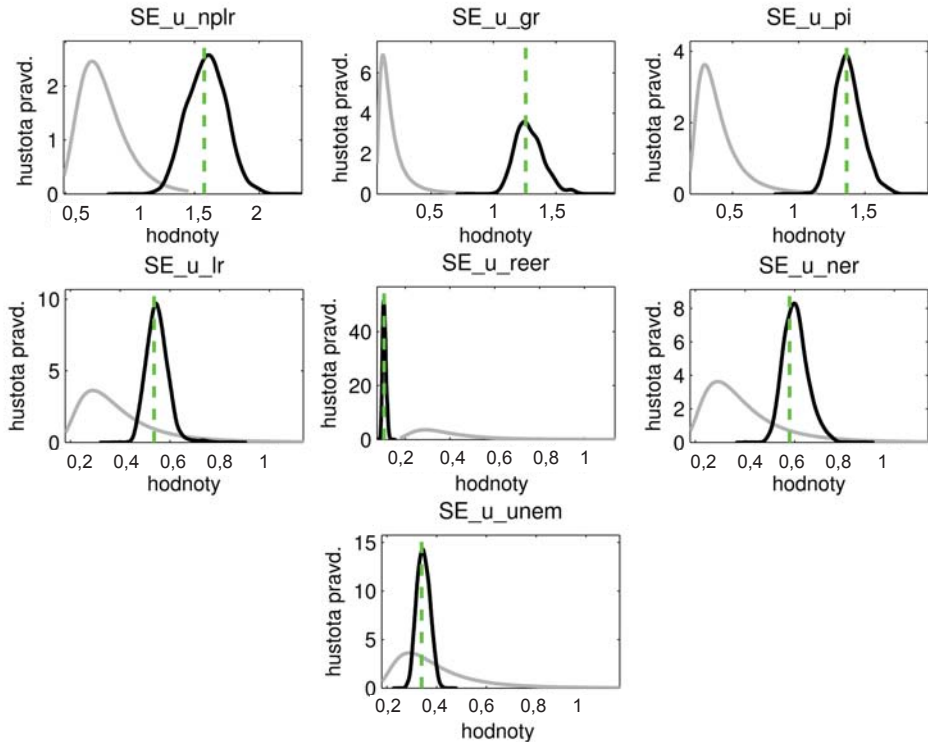
Nyní budou interpretovány směrodatné odchylky šoků vycházející z apriorně předpokládaného inverzního gama rozdělení. V tomto případě jsou posteriorní modus a střední hodnota výrazně vyšší než apriorní střední hodnota v případě tří šoků s nejvyššími odhadnutými posteriorními hodnotami. Jedná se o šoky působící na NPLR (u_{nplr}), ekonomický růst (u_{gr}) a inflaci (u_{pi}). Na druhé straně výrazně nejnižší jsou posteriorní hodnoty v případě směrodatné odchylky šoku reálného devizového kurzu v poměru k otevřenosti ekonomiky (u_{reer}). Rovněž odhadnutá persistence šoku působícího na NPLR (p_{nplr}) je v případě posteriorních hodnot výrazně vyšší než v případě apriorních předpokladů. V případě směrodatných odchylek šoků je opět patrná významná role dat.

10 Regulace tykající se půjček v zahraniční měně (FX) pouze subjektům generujícím FX nebyla implementována na začátku odhadovaného vzorku, což může vysvětlit získaný odhad mírného bilančního efektu. Je také potřeba poznamenat, že regulace se dívá na to, jestli dlužník v FX má potenciál generovat FX, méně pak na to, kolik FX generuje v poměru k FX dluhu. Exportní firmy mohou mít rovněž velké cash-outflow nebo rozsáhlé výdaje v domácí měně. Při depreciaci domácí měny mohou generovat více exportu, ale suma závazků v FX a větší proporce výdajů v domácí měně z exportních příjmů v FX mohou mít negativní vliv na schopnost generovat dostatečné množství FX pro splacení dané úrovně FX dluhu z exportních a domácích příjmů (firmy nebyvají 100% exportně zaměřené).

Vysvětlovací schopnost modelu



Vysvětlovací schopnost modelu – pokračování



Největší význam dat pro identifikaci posteriorního rozdělení je možné v grafu 4 pozorovat u směrodatné odchylky reálného růstu (SE_u_gr), následně nezaměstnanosti (SE_u_unem), zápůjčních sazeb (SE_u_lr) a nominálního kurzu (SE_u_ner), ale i v ostatních případech dochází k upřesnění apriorních informací s použitím dat.

5. Odhady s alternativními apriorními předpoklady

Prostřednictvím provedených odhadů s alternativními apriorními předpoklady testujeme, do jaké míry výsledné odhady závisejí na zkušenostech zemí zahrnutých v provedené rešerši literatury a do jaké míry jsme schopni identifikovat parametry regresního modelu z dat specifických pro Českou republiku. K prozkoumání výše uvedených aspektů použijeme dva alternativní scénáře, které se liší od základního scénáře rozdílným nastavením střední hodnoty apriorních předpokladů a nižší vahou přikládanou apriorním informacím v podobě větší disperse apriorní distribuce pro jednotlivé parametry modelu.

První alternativní scénář (VP), lišící se od základního scénáře nastavením střední hodnoty apriorních distribucí jednotlivých parametrů, používá pro vycentrování střední hodnoty apriorního rozdělení namísto mediánů vážené průměry jednotlivých

efektů¹¹ získaných z rešerše literatury (viz příloha 3, sloupec 2). Druhý alternativní scénář (ZN) zvyšuje nejistotu ohledně apriorních předpokladů pomocí většího rozptylu (směrodatné chyby odhadu). Tento scénář ve svém důsledku snižuje při výpočtu posteriorních hodnot vliv apriorních informací z rešerše literatury a přikládá větší váhu informacím pocházejícím z dat.

Výsledky odhadů alternativních scénářů jsou podrobně zachyceny v tabulkách v přílohách 3 a 4 a lze je shrnout následovně: Oba alternativní scénáře poukazují na možnost vyšší perzistence NPLR, pokud se odhady posteriorních středních hodnot parametru a_{nplr} pohybují kolem horní hranice původně odhadovaného posteriorního jistotního intervalu. Odhady alternativních scénářů se naopak shodují na nižší, avšak stále významně pozitivní roli ekonomického růstu (parametr a_{gr}), jehož odhadnuté posteriorní střední hodnoty se nacházejí pod původně odhadovanou dolní hranicí posteriorního intervalu. V případě alternativních scénářů je vliv inflace (a_{pi}) na NPLR nejednoznačný a totéž platí o vlivu nezaměstnanosti (a_{unem}) na NPLR. Jejich posteriorní střední hodnoty jsou nižší než u základního scénáře, a jsou nevýznamné na 10% hladině významnosti. Poměrně stabilní zůstávají odhady vlivu záporných sazeb na NPLR (a_{lr}), kde dochází k značnému překryvu odhadnutých posteriorních intervalů v rámci základního scénáře a obou alternativních scénářů. K obdobné situaci dochází v rámci vlivu reálného devizového kurzu s ohledem na otevřenost ekonomiky na NPLR (a_{reer}) v případě scénáře VP. O něco nižší vliv je indikován druhým alternativním scénářem ZN. Alternativní nastavení zlepšuje identifikaci vlivu nominálního devizového kurzu s ohledem na podíl zahraničních půjček na celkových půjčkách (a_{ner}), který se stává signifikantní na 10% hladině významnosti. V obou alternativních scénářích je mu přisuzován vyšší vliv než v základním scénáři.

Odhady autoregresních koeficientů zůstávají stabilní v případě obou alternativních scénářů. Výjimku tvoří odhad vlivu minulé hodnoty šoku (p_{nplr}), jehož hodnota výrazně klesá. Obdobná je situace u směrodatných odchylek šoků. Pouze v případě směrodatné odchylky šoku NPLR (u_{nplr}) lze pozorovat ztelnější pokles odhadnuté hodnoty. U ostatních směrodatných odchylek jsou naopak odhadnuté hodnoty v obou alternativních scénářích stabilní vzhledem k základnímu scénáři.

Odhady s použitím alternativních apriorních rozdělení poukazují na historicky robustní vliv ekonomického růstu, který snižuje NPLR. Tyto odhady rovněž potvrzují, že zvýšení záporných sazeb historicky významně zvyšuje podíl špatných úvěrů na celkových úvěrech. Ekonomicky nejvýznamnější a zároveň robustní se ukazuje vliv reálného kurzu, kde reálná depreciace koruny napomáhala zvyšovat platební schopnost dlužníků prostřednictvím zvýšené exportní konkurenceschopnosti v kontextu narůstající otevřenosti české ekonomiky. Vliv inflace a nezaměstnanosti se jeví historicky jako slabší, ale zkušenosti ostatních ekonomik naznačují, že tvůrci hospodářské politiky by měli do budoucna brát jejich vliv v úvahu. Zvolený identifikační přístup poukazuje na potencionálně nezanedbatelný vliv nominální depreciace koruny na růst NPLR, ačkoliv existující zahraniční studie nebyly schopny identifikovat robustní vliv změn

11 Váhy byly v tomto případě vypočteny jako převrácené hodnoty standardních chyb.

nominálního kurzu na platební schopnost a míru zadluženosti firem a domácností. Dluh denominovaný v zahraniční měně je poskytován převážně firmám se schopností generovat příjmy v zahraniční měně. Poměr dluhu v zahraniční měně k celkovému dluhu v ekonomice klesal v rámci zkoumaného období. Vliv turbulentního období let 1996–2002 na celkový odhad je přesto stále významný a tato historická lekce by neměla být tvůrci makrobezpečnostní politiky zapomenuta.

Závěr

Tato práce zkoumala, jak úvěry v selhání reagují na makroekonomický vývoj v České republice. Vývoj byl modelován pomocí růstu HDP, inflace, zápůjčních sazeb, nezaměstnanosti a změn měnového kurzu s ohledem na měnící se otevřenost ekonomiky a poměru půjček privátního sektoru v zahraniční měně. K tomuto účelu byl využit inovativní přístup kombinující informace získané z rešerše podobných, převážně zahraničních studií se specifickými daty pro českou ekonomiku pomocí metody bayesovského odhadu instrumentálních proměnných. Možnost endogenity makroekonomických proměnných ve vztahu k úvěrům v selhání byla zohledněna zahrnutím instrumentálních proměnných do metody odhadu modelu.

Získané výsledky naznačují, že úvěry v selhání vykazují silnou perzistenci (s odhadnutým autoregresním koeficientem 0,78), která převyšuje hodnoty obdobné perzistence v zahraničních studiích. Růst úvěrů v selhání může z tohoto důvodu indikovat zvýšení agregátního rizika s větším zpožděním než v případě jiných zemí a představovat určitou překážku pro efektivní a včasné monitorování dynamiky kreditního rizika v českém bankovním systému. Odhadnutý vliv ekonomického růstu na finanční kondici dlužníků je signifikantně pozitivní a robustní. Robustní a významně pozitivní je rovněž odhadnutý důchodový efekt změn měnového kurzu, přičemž depreciace koruny značně zvyšuje schopnost privátního sektoru splácet své dluhy. Růst výpůjčních sazeb má naopak signifikantně negativní a robustní vliv na úvěruschopnost privátního sektoru. Vlivy nezaměstnanosti a inflace se jeví významné v základní verzi našeho modelu, avšak jejich robustnost, tak jak je ustanovena v literatuře, nebyla potvrzena. Bilanční efekt měnového kurzu ovlivňující schopnost splácet úvěry se v základní verzi modelu jeví jako pozitivní, ale slabý, kdežto v případě alternativních specifikací je silný.

Využití kurzové politiky se na základě dosažených výsledků zdá být z pohledu tvůrců hospodářské politiky efektivní pro řízení systémového kreditního rizika, zejména jeho časové dimenze. Konkrétně, včasné využití reálné depreciace koruny v případech narůstajícího kreditního rizika může pomoci podpořit solventnost bankovního sektoru. Pro předchozích slovních intervencích začala Česká národní banka od listopadu 2013 používat měnový kurz jako nástroj svého režimu cílování inflace, což vedlo ke znehodnocení české koruny vzhledem k hlavním měnám (podrobněji viz Franta *et al.* 2014). Vedlejším efektem tohoto opatření může být v souladu s dosaženými výsledky čisté snížení kreditního rizika v bankovním sektoru. V navazujícím výzkumu se autoři plánují podrobněji zaměřit na analýzu systémového kreditního rizika napříč zeměmi a blíže prozkoumat bankovní determinanty úvěrů v selhání.

Přílohy

Příloha 1

Popis dat a jejich zdrojů

Proměnná	Popis	Zdroj
NPLR	Poměr agregátních úvěrů v selhání k celkovým agregátním úvěrům (%)	ČNB (ARAD a interní data)
HDP	Výdaje na HDP v stálých cenách roku 2005, v mil. CZK, sezónně očištěno	ČNB (ARAD a extrapolace pomocí interních dat v období 1993Q1–1995Q4)
CPI	Index spotřebitelských cen (2000 = 100)	ILO
CZK/EUR	Nominální bilaterální kurz koruny vůči euru, kvartální průměr	ČNB (ARAD) a extrapolace pomocí dat z DATASTREAM v období 1993Q1–1998Q1
REER	Index reálného efektivního kurzu koruny (2010 = 100) ve spotřebitelských cenách, váhy: obrát zahraničního obchodu 2010 – v %, kvartální průměr	ČNB (ARAD a extrapolace pomocí interních dat v období 1993Q1–1994Q4)
LR	Zápůjční úroková sazba klientských úvěrů, od roku 2001 vážený průměr zápůjčních sazeb pro domácnosti a nefinanční podniky	ČNB (ARAD)
UNP	Harmonizovaná míra nezaměstnanosti (%) podle definice ILO, sezónně očištěno, kvartální průměr	EUROSTAT
FX	Podíl úvěrů v zahraniční měně na celkových agregátních úvěrech	ČNB (ARAD)
OPEN	Otevřenost ekonomiky vypočtená jako podíl součtu objemu exportu a importu na nominálním HDP, sezónně neočištěno	ČNB (ARAD a extrapolace nominálního HDP pomocí interních dat v období 1993Q1–1994Q4)

Zdroj: ČNB, ILO, EUROSTAT, DATASTREAM, vlastní úprava

Poznámka: ČNB = Česká národní banka, ILO = Mezinárodní organizace práce.

Příloha 2

Popisné statistiky použitých dat

Proměnná	Poměr úvěrů v selhání k celkovým úvěrům	Reálné HDP	Zápůjční úrokové sazby	Index spotřebitelských cen	Reálný efektivní devizový kurz CZK	Nominální devizový kurz CZK/EUR	Nezaměstnanost	Podíl úvěrů v cizí měně na celkových úvěrech	Otevřenost české ekonomiky
Délka použité datové řady	1993Q1–2014Q1	1993Q1–2014Q1	1993Q1–2014Q1	1993Q1–2014Q1	1993Q1–2014Q1	1993Q1–2014Q1	1993Q1–2014Q1	1993Q1–2014Q1	1993Q1–2014Q1
Počet pozorování	85	85	85	85	85	85	85	85	85
Střední hodnota	13,88	732 504	8,02	105,52	81,16	31,13	6,48	0,14	1,03
Medián	6,39	700 535	6,18	106,80	80,28	31,41	6,90	0,14	1,03
Maximum	32,57	914 770	14,56	137,63	105,17	38,63	9,27	0,26	1,57
Minimum	2,78	530 977	4,59	58,40	60,95	24,29	3,67	0,03	0,68
Směrodatná odchylka	10,70	133 514	3,29	22,49	14,53	4,57	1,62	0,05	0,19
Šikmost	0,48	0,09	0,86	-0,46	0,15	-0,08	-0,31	-0,24	0,17
Špičatost	1,47	1,39	2,01	2,24	1,57	1,50	1,77	3,24	2,53
Jarque-Bera statistika	11,60	9,32	13,94	5,03	7,59	8,07	6,78	1,01	1,21
Pravděpodobnost	0,00	0,01	0,00	0,08	0,02	0,02	0,03	0,60	0,54
Suma	1 179,38	62 262 882	681,31	8 969,20	6 898,85	2645,66	551,17	12,32	87,75
Suma odchylek na druhou	9 617,45	1,50E + 12	908,45	42 482,19	17 733,66	1 753,11	220,12	0,21	2,93

Zdroj: vlastní výpočty

Apriorní předpoklady a výsledky bayesovského odhadu – alternativní scénář VP

Parametry	Apriorní rozdělení	Posteriorní modus	Posteriorní střední hodnota	Posteriorní 90% bayesovský jistotní interval
a_nplr	B(0,71; 0,07)	0,9047	0,9003	[0,8727; 0,9326]
a_gr	N(0,06; 0,03)	0,0432	0,0476	[0,0019; 0,0930]
a_pi	N(0,14; 0,06)	0,0305	0,0392	[-0,0427; 0,1092]
a_lr	N(0,18; 0,03)	0,2079	0,2099	[0,1668; 0,2551]
a_reer	N(0,01; 1,00)	1,9815	1,9739	[0,5643; 3,2646]
a_ner	N(0,01; 1,00)	0,3966	0,3844	[0,0449; 0,7608]
a_unem	N(0,13; 0,09)	0,063	0,0606	[-0,0592; 0,1787]
p_nplr	B(0,2; 0,10)	0,1435	0,1974	[0,0579; 0,3078]
r_gr	B(0,2; 0,10)	0,7943	0,792	[0,7260; 0,8579]
r_pi	B(0,1; 0,10)	0,8331	0,8208	[0,7612; 0,8827]
r_lr	B(0,1; 0,10)	0,9367	0,9311	[0,9117; 0,9544]
r_reer	B(0,1; 0,10)	0,7895	0,7849	[0,7059; 0,8824]
r_ner	B(0,1; 0,10)	0,6014	0,6052	[0,4941; 0,7401]
r_unem	B(0,1; 0,10)	0,9186	0,9163	[0,8864; 0,9483]
Směrodatné odchylky šoků				
u_nplr	IG(0,8; 0,2)	1,2877	1,332	[1,1490; 1,4911]
u_gr	IG(0,2; 0,2)	1,2575	1,2865	[1,1304; 1,4605]
u_pi	IG(0,4; 0,2)	1,3622	1,3812	[1,2066; 1,5430]
u_lr	IG(0,4; 0,2)	0,5356	0,5494	[0,4825; 0,6215]
u_reer	IG(0,4; 0,2)	0,1057	0,1073	[0,0929; 0,1203]
u_ner	IG(0,4; 0,2)	0,5791	0,5925	[0,5134; 0,6653]
u_unem	IG(0,4; 0,2)	0,3398	0,3437	[0,2953; 0,3841]

Zdroj: vlastní výpočty v programu Matlab

Poznámka: $B(a;b)$, $N(a;b)$ a $IG(a;b)$ označují beta, normální a inverzní gama rozdělení, kde a a b určují umístění a škálu (location and scale).

Apriorní předpoklady a výsledky bayesovského odhadu – alternativní scénář ZN

Parametry	Apriorní rozdělení	Posteriorní modus	Posteriorní střední hodnota	Posteriorní 90% bayesovský jistotní interval
a_nplr	B(0,55; 0,14)	0,9122	0,9145	[0,8827; 0,9480]
a_gr	N(0,15; 0,06)	0,0176	0,0632	[-0,0086; 0,1270]
a_pi	N(0,31; 0,12)	0,01	0,0375	[-0,0756; 0,1523]
a_lr	N(0,16; 0,06)	0,1966	0,2267	[0,1494; 0,3283]
a_reer	N(0,01; 1,00)	1,9173	1,5532	[0,1542; 2,9681]
a_ner	N(0,01; 2,00)	0,4141	0,3654	[0,0451; 0,6901]
a_unem	N(0,23; 0,18)	-0,045	0,0441	[-0,1502; 0,2206]
p_nplr	B(0,20; 0,20)	0	0,1317	[0,0001; 0,2679]
r_gr	B(0,20; 0,10)	0,7707	0,791	[0,7366; 0,8518]
r_pi	B(0,10; 0,10)	0,8299	0,8294	[0,7634; 0,8992]
r_lr	B(0,10; 0,10)	0,9535	0,9335	[0,9151; 0,9558]
r_reer	B(0,10; 0,10)	0,7462	0,7748	[0,6910; 0,8615]
r_ner	B(0,10; 0,10)	0,6204	0,599	[0,4763; 0,7173]
r_unem	B(0,10; 0,10)	0,9077	0,9128	[0,8818; 0,9441]
Směrodatné odchylky šoků				
u_nplr	IG(0,80; 0,20)	1,2835	1,3348	[1,1815; 1,4853]
u_gr	IG(0,20; 0,20)	1,2582	1,2774	[1,1151; 1,4441]
u_pi	IG(0,40; 0,20)	1,3248	1,4073	[1,2305; 1,5740]
u_lr	IG(0,40; 0,20)	0,5387	0,5492	[0,4819; 0,6289]
u_reer	IG(0,40; 0,20)	0,1091	0,1094	[0,0949; 0,1235]
u_ner	IG(0,40; 0,20)	0,5545	0,5902	[0,5155; 0,6607]
u_unem	IG(0,40; 0,20)	0,3576	0,3473	[0,3078; 0,3903]

Zdroj: vlastní výpočty v programu Matlab

Poznámka: $B(a;b)$, $N(a;b)$ a $IG(a;b)$ označují beta, normální a inverzní gama rozdělení, kde a a b určují umístění a škálu (location and scale).

Literatura

- ADOLFSON, M. 2001. Monetary Policy with Incomplete Exchange Rate Pass-Through [Working Paper No. 127]. Stockholm: Sveriges Riksbank, 2001. Dostupné na: http://www.riksbank.se/Upload/Dokument_riksbank/Kat_foa/wp_127.pdf
- AHMAD, F.; BASHIR, T. 2013. Explanatory Power of Macroeconomic Variables as Determinants of Non-Performing Loans: Evidence from Pakistan. *World Applied Sciences Journal*. 2013, Vol. 22, No. 2, pp. 243–255. ISSN 1818-4952.
- ALI, A.; DALI, K. 2010. Macroeconomic determinants of credit risk: Recent evidence from a cross country study. *International Review of Financial Analysis*. 2010, Vol. 19, No. 3, pp. 165–171. ISSN 1057-5219. doi: 10.1016/j.irfa.2010.03.001.
- AN, S.; SCHORFHEIDE, F. 2007. Bayesian Analysis of DSGE Models. *Econometric reviews*. 2007, Vol. 26, No. 2–4, pp. 113–172. ISSN 0747-4938. doi: 10.1080/07474930701220071.
- BABIHUGA, R. 2007. Macroeconomic and financial soundness indicators: an empirical investigation [Working Paper 07/115]. Washington: International Monetary Fund, 2007. Dostupné na: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07115.pdf>
- BABOUČEK, I.; JANČAR, M. 2005. A VAR analysis of the effects of macroeconomic shocks to the quality of the aggregate loan portfolio of the Czech banking sector [Working Paper Series 1]. Praha: Česká národní banka, 2005. Dostupné na: http://www.cnb.cz/en/research/research_publications/cnb_wp/download/cnbwp_2005_01.pdf.
- BECK, R.; JAKUBIK, P.; PILOIU, A. 2013. Non-performing loans: What matters in addition to the economic cycle? [Working Paper Series No. 1515/2013]. Frankfurt nad Mohanem: European Central Bank, 2013. Dostupné na: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwp/ ECBWP1515.pdf>.
- BOFONDI, M.; ROPELE, T. 2011. Macroeconomic determinants of bad loans: evidence from Italian banks. [Occasional Papers No. 89]. Řím: Banca D'Italia, 2011. Dostupné na: http://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/econo/quest_ecofin_2/QF_89/QEF_89.pdf doi: 10.2139/ssrn.1849872.
- BOSS, M.; FENZ, G.; PANN, J.; PUHR, C.; SCHNEIDER, M.; UBL, E. 2009. Modeling Credit Risk through the Austrian Business Cycle: An Update of the OeNB Model [Oesterreichische Nationalbank Financial Stability Report 17]. 2009. Dostupné na: <http://www.oenb.at/en/Publications/Financial-Market/Financial-Stability-Report/2009/Financial-Stability-Report-17.html>
- BUNCIC, D.; MELECKY, M. 2013. Macroprudential stress testing of credit risk: a practical approach for policy makers. *Journal of Financial Stability*. 2013, Vol. 9, No. 3, pp. 347–370. ISSN 1572-3089. doi: 10.1016/j.jfs.2012.11.003.
- CASTRO, V. 2013. Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI. *Economic Modelling*. 2013, Vol. 31, No. C, pp. 672–683. ISSN 0264-9993. doi: 10.1016/j.econmod.2013.01.027.
- DE BOCK, R.; DEMYANETS, A. 2012. Bank Asset Quality in Emerging Markets: Determinants and Spillovers [Working Paper No. 12/71]. Washington: International Monetary Fund, 2012. Dostupné na: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp1271.pdf>
- DIXON, P. B.; JORGENSON, D. 2012. *Handbook of Computable General Equilibrium Modeling*. 1. vyd. Amsterdam: North-Holland, 2012. ISBN 978-0-444-59568-3.
- ESPIÑOZA, R.; PRASAD, A. 2010. Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects [Working Paper No. 10/224]. Washington: International Monetary Fund, 2010. Dostupné na: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10224.pdf>
- FAINSTEIN, G.; NOVIKOV, I. 2011. The Comparative Analysis of Credit Risk Determinants in the Banking Sector of the Baltic States. *Review of Economics & Finance*. 2011, Vol. 1, No. 3, pp. 20–45. ISSN 1923-7529.
- FESTIĆ, M.; BEKŮ, J. 2008. The banking sector and macroeconomic performance in Central European economies. *Czech Journal of Economics and Finance*. 2008, Vol. 58, No. 3–4, pp. 131–151. ISSN 0015-1920.

- FESTIĆ, M.; KAVKLER, A.; REPINA, S. 2011. The macroeconomic sources of systemic risk in the banking sectors of five new EU member states. *Journal of Finance and Banking*. 2011, Vol. 35, No. 2, pp. 310–322. ISSN 0378-4266. doi: 10.1016/j.jbankfin.2010.08.007.
- FESTIĆ, M.; ROMIH, D. 2008. Cyclicalities of the banking sector performance and macro environment in the Czech Republic, Slovakia and Slovenia. *Prague Economic Papers*. 2008, Vol. 17, No. 2, pp. 99–117. ISSN 1210-0455. doi: 10.18267/j.pep.323.
- FOFACK, H. 2005. Nonperforming loans in Sub-Saharan Africa: casual analysis and macroeconomic implications [Policy Research Working Paper 3769]. Washington: World Bank, 2005. Dostupné na: <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/8498/wps3769.pdf?sequence=1>. doi: 10.1596/1813-9450-3769.
- FRAIT, J.; KOMÁRKOVÁ, Z.; KOMÁREK, L. 2011. Monetary Policy in a Small Economy after Tsunami: a New Consensus on the Horizon? *Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance*. 2011, Vol. 61, No. 1, pp. 5–33. ISSN 0015-1920.
- FRANTA, M.; HOLUB, T.; KRÁL, P.; KUBICOVÁ, I.; ŠMÍDKOVÁ, K.; VAŠÍČEK, B. 2014. Měnový kurz jako nástroj při nulových úrokových sazbách: případ ČR [CNB Research and Policy Note 3/2014]. Praha: Česká národní banka, 2014. Dostupné na: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/vyzkum/vyzkum_publicace/rpn/download/rpn_3_2014_cz.pdf
- GERLACH, S.; PENG, W.; SHU, CH. 2005. Macroeconomic conditions and banking performance in Hong Kong SAR: a panel data study. In BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. (ed.). *Investigating the relationship between the financial and real economy*. Basel: Bank for International Settlements, 2005, pp. 481–497. ISBN 92-9131-677-6.
- GERŠL, A.; JAKUBÍK, P.; KONEČNÝ, T.; SEIDLER, J. 2013. Dynamic Stress Testing: The Framework for Assessing the Resilience of the Banking Sector Used by the Czech National Bank. *Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance*. 2013, Vol. 63, No. 6, pp. 505–536. ISSN 0015-1920.
- IMF. 2006. Financial Soundness Indicators [Compilation Guide]. Washington: International Monetary Fund, 2006. Dostupné na: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fsi/guide/2006/>
- JAKUBÍK, P.; REININGER, T. 2013. Determinants of Nonperforming Loans in Central, Eastern and Southeastern Europe. *Focus on European Economic Integration Q3/13*. 2013, Vol. 2013, No. 3, pp. 48–66. ISSN 2310-5259.
- JAKUBÍK, P.; TEPLÝ, P. 2011. The JT Index as an Indicator of Financial Stability of Corporate Sector. *Prague Economic Papers*. 2011, Vol. 20, No. 2, pp. 157–176. ISSN 1210-0455. doi: 10.18267/j.pep.394.
- JIMENEZ, G.; SAURINA, J. 2006. Credit Cycles, Credit Risk, and Prudential Regulation. *International Journal of Central Banking*. 2006, Vol. 2, No. 2, pp. 65–98. ISSN 1815-4654.
- JOHANSEN, S. 2005. What is the price of maximum likelihood. Přednáška prezentovaná na konferenci Model Evaluation Conference, Oslo, 2005.
- KLEIN, N. 2013. Non-Performing Loans in CESEE: Determinants and Impact on Macroeconomic Performance [Working Paper No. 13/72]. Washington: International Monetary Fund, 2013. Dostupné na: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1372.pdf>
- LAEVEN, L.; VALENCIA, F. 2013. Systemic Banking Crises Database. *IMF Economic Review*. 2013, Vol. 61, No. 2, pp. 225–270. ISSN 2041-4161. doi: 10.1057/imfer.2013.12.
- LINDE, J.; NESSEN, M.; SODERSTROM, U. 2009. Monetary Policy in an Estimated Open Economy Model with Imperfect Pass-Through. *International Journal of Finance and Economics*. 2009, Vol. 14, No. 4, pp. 301–333. ISSN 1099-1158. doi: 10.1002/ijfe.377.
- LOUZIS, D. P.; VOULDIS, A. T.; METAXAS, V. L. 2012. Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Finance and Banking*. 2012, Vol. 36, No. 4, pp. 1012–1027. ISSN 0378-4266. doi: 10.1016/j.jbankfin.2011.10.012.
- LUBIK, T. A.; SCHORFHEIDE, F. 2007. Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of Monetary Economics*. 2007, Vol. 54, No. 4, pp. 1069–1087. ISSN 0304-3932. doi: 10.1016/j.jmoneco.2006.01.009.

- MARCUCCI, J.; QUAGLIARIELLO, M. 2008. Is bank portfolio riskiness procyclical? Evidence from Italy using a vector autoregression. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*. 2008, Vol. 18, No. 1, pp. 46–63. ISSN 1042-4431.
- MELECKY, M. 2012. Macroeconomic dynamics in Macedonia and Slovakia: Structural estimation and comparison. *Economic Modelling*. 2012, Vol. 29, No. 4, pp. 1377–1387. ISSN 0264-9993. doi: 10.1016/j.econmod.2012.02.021.
- MONACELLI, T. 2005. Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment. *Journal of Money Credit and Banking*. 2005, Vol. 37, No. 6, pp. 1047–1066. ISSN 022-2879. doi: 10.1353/mcb.2006.0007.
- MUSÍLEK, P. 2008. Příčiny globální finanční krize a selhání regulace. *Český finanční a účetní časopis*. 2008, Vol. 3, No. 4, pp. 6–20. ISSN 1802-2200.
- NKUSU, M. 2011. Nonperforming Loans and Macrofinancial Vulnerabilities in Advanced Economies [Working Paper No. 11/161]. Washington: International Monetary Fund, 2011. Dostupné na: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp11161.pdf>
- PODPIERA, R. 2006. Does compliance with Basel Core Principles bring any measurable benefits? *IMF Staff Papers*. 2006, Vol. 53, No. 2, pp. 306–326. ISSN 1020-7635.
- SALAS, V.; SAURINA, J. 2002. Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks. *Journal of Financial Services Research*. 2002, Vol. 22, No. 3, pp. 203–224. ISSN 0920-8550.
- SHU, CH. 2002. The impact of macroeconomic environment on the asset quality on Hong Kong's banking sector [Working Paper]. Hong Kong: Hong Kong Monetary Authority, 2002. Dostupné na: <http://www.hkma.gov.hk/media/eng/publication-and-research/research/working-papers/pre2007/RM20-2002.pdf>
- SCHMIEDER, CH.; PUHR, C.; HASAN, M. 2011. Next Generation Balance Sheet Stress Testing. [Working Paper No. 11/83]. Washington: International Monetary Fund, 2011. Dostupné na: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1183.pdf>
- VAZQUEZ, F.; TABAK, B. M.; SOUTO, M. 2012. A macro stress test model of credit risk for the Brazilian banking sector. *Journal of Financial Stability*. 2012, Vol. 8, No. 2, pp. 69–83. ISSN 1572-3089. doi: 10.1016/j.jfs.2011.05.002.
- VYHLÁŠKA č. 123/2007 Sb., o pravidlech obezřetného podnikání bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry ve znění vyhlášky č. 282/2008 Sb., vyhlášky č. 380/2010 Sb., vyhlášky č. 89/2011 Sb. a vyhlášky č. 187/2012 Sb. In SBÍRKA ZÁKONŮ ČESKÉ REPUBLIKY, 2007. http://www.cnb.cz/cs/legislativa/vyhlasiky/vyhlasika_123_2007_uz_k_2012_07_01.pdf
- YURDAKUL, F. 2014. Macroeconomic Modelling Of Credit Risk For Banks. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*. 2014, Vol. 109, No. 0, pp. 784–793. ISSN 1877-0428. doi: 10.1016/j.sbspro.2013.12.544.
- ZEMAN, J.; JURČA, P. 2008. Macro stress testing of the Slovak banking sector [Working Paper No. 1/2008]. Bratislava: Národná banka Slovenska, 2008. Dostupné na: http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/08_kol1a.pdf

NON-PERFORMING LOANS AND THE MACROECONOMY: MODELING THE SYSTEMIC CREDIT RISK IN THE CZECH REPUBLIC

Aleš Melecký, Martin Melecký, Monika Šulganová, Department of Economics, Faculty of Economics, VŠB – Technical University of Ostrava, Sokolská tř. 33, 701 21 Ostrava (ales.melecky@vsb.cz; m.melecky@gmail.com, monika.sulganova@vsb.cz)

Abstract

Aggregate non-performing loans are the loans of a banking sector with delayed payments. This paper examines how aggregate non-performing loans (NPLs), as an indicator of aggregate credit risk, respond to macroeconomic developments in the Czech Republic. It uses data for the period 1993–2014 and the Bayesian estimation method of instrumental variables. This method exploits a priori information from similar studies for other countries and considers the potential endogeneity of macroeconomic developments vis-a-vis non-performing loans. The estimation results reveal a strong persistence of NPLs and a significantly positive and robust, effect of economic growth and income effect of the exchange rate on the financial condition of borrowers. We also find a significantly negative and robust effect of lending rates on the financial condition of borrowers. The effects of inflation and unemployment are significant but not as robust as the experience of other countries suggests. The balance sheet effect of the exchange rate is positive, but its significance is changing with model specifications. For economic policy, a timely, real depreciation of the koruna in response to rising credit risk could be an effective measure to stabilize the solvency of the banking sector.

Keywords

systemic credit risk, Czech banking system, non-performing loans, Bayesian estimation, instrumental variables, a priori information

JEL Classification

G21, G28, E32