



Munich Personal RePEc Archive

Non-performing loans and the macroeconomy: Modeling the systemic credit risk in Czech Republic

Melecky, Ales and Melecky, Martin and Sulganova, Monika

Technical University of Ostrava

November 2014

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/59917/>

MPRA Paper No. 59917, posted 15 Nov 2014 08:32 UTC

Úvěry v selhání a makroekonomika: *Modelování systémového kreditního rizika v České republice*¹

Aleš Melecký
*Vysoká škola báňská - Technická
univerzita Ostrava*

Martin Melecký
*Vysoká škola báňská - Technická
univerzita Ostrava*

Monika Šulganová
*Vysoká škola báňská – Technická
univerzita Ostrava*

Abstrakt

Agregátní úvěry v selhání jsou úvěry bankovního sektoru se zpožděnými splátkami. Tento článek zkoumá, jak agregátní úvěry v selhání, jakožto indikátor agregátního kreditního rizika, reagují na makroekonomický vývoj v České republice v letech 1993-2014. Naše studie využívá metodu bayesovského odhadu instrumentálních proměnných. Tato metoda používá apriorní informace získané z mezinárodních empirických studií a zohledňuje případnou endogenitu makroekonomického vývoje vzhledem k úvěrům v selhání. Získané výsledky ukazují, že úvěry v selhání vykazují silnou persistenci, že vliv ekonomického růstu a důchodového efektu měnového kurzu na finanční kondici dlužníků je signifikantně pozitivní a robustní, a že efekt výpůjčních sazeb je významně negativní a robustní. Efekt inflace a nezaměstnanosti je významný, avšak ne tak robustní, jak naznačuje zkušenost jiných zemí. Bilanční efekt měnového kurzu je pozitivní, ale jeho významnost se mění spolu se specifikací modelu. Z pohledu tvůrců hospodářské politiky se jeví včasné využití reálné depreciace koruny v případě narůstajícího kreditního rizika jako účinné opatření pro stabilizaci solventnosti bankovního sektoru.

Klíčova slova: systémové kreditní riziko, český bankovní systém, úvěry v selhání, bayesovský odhad instrumentálních proměnných, apriorní informace.

JEL klasifikace: G21, G28, E32

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” a v rámci projektu Příležitost pro mladé vědecké pracovníky, 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 státním rozpočtem České republiky.

1. 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 (stresům), 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. Tako reakce, v podobě modelového vztahu, je využívána pro monitorování a vyhodnocování rizika, zejména v zátěžových (stress) testech kreditního rizika bank (Buncic a Melecký, 2013; Schmieder, Pühr a Hasan, 2011; Geršl et al., 2013). Cílem tohoto článku je dále vylepšit nástroje pro monitorování kreditního rizika a tím lépe informovat hospodářskou politiku v oblasti finanční stability v České republice implementovanou Českou národní bankou.

Tento článek zkoumá, jak agregátní úvěry v selhání, jakožto hlavní indikátor agregátního kreditního rizika, reagují na makroekonomický vývoj v České ekonomice v průběhu let 1993-2014. Česká národní banka následuje všeobecně uznávanou definici selhání dlužníka jako situaci, kdy splátka jistiny nebo příslušenství jakéhokoliv závazku dlužníka vůči věřiteli je po splatnosti déle než 90 dnů.³ Naši závislou proměnnou je konkrétně 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 na úvěry v selhání je konstruovaná jako součin reálného efektivního kurzu koruny a otevřenosti ekonomiky. Proměnná izolující bilanční efekt měnového kurzu je konstruovaná jako produkt 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 and 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 úvěru 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 makroobezřetnostního 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). Systémové metody odhadu bývají účinnější. Nicméně 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 jak lineární, tak nelineární formu. Výhodou nelineárních modelů je jejich schopnost

² Česká národní banka (ČNB) následuje všeobecně uznávanou definici IMF a definuje selhání dlužníka jako situaci, kdy lze předpokládat, že dlužník pravděpodobně nesplatí 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., v znění pozdějších předpisů).

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

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 persistence, zohlednění potencialem 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.

Empirické studie potvrdily 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 Melecky, 2013). Naopak, nepříznivý efekt (zvýšení objemu NPLs) způsobují rostoucí úrokové sazby (např. Jiménez a Saurina, 2006; Podpiera, 2006; Louzis, Vouldis a Metaxas, 2012; Buncic a Melecky, 2013; Beck, Jakubik a PiloIU, 2013) a nezaměstnanost (např. Louzis, Vouldis a Metaxas, 2012; Nkusu, 2011; Castro, 2013; Klein, 2013).⁴ Dopady změn cenové hladiny a změn měnových kurzů na objem NPLs nejsou jednoznačné. Například Festić a Bekó (2008), Babihuga (2007) a Fofack (2005) argumentují, že růst inflace, zejména neočekávané, může způsobit růst NPLs. Shu (2002) naopak předpokládá nepřímo úměrný vztah.⁵ Vztah mezi měnovým kurzem a objemem NPLs zůstává empiricky nejednoznačný z důvodu dvou empiricky protichůdných efektů měnového kurzu: důchodového a bilančního. Pro Českou republiku byl přesto potvrzen nepřímo úměrný vztah mezi kreditním rizikem a růstem kurzu viz práce Babouček a Jančar (2005) a Jakubík (2005).

Naše odhady poukazují na vysokou míru persistence NPLR (autoregresní koeficient 0,78), která je v případě České republiky výrazně vyšší než vyplynulo z rešerše literatury. Ekonomický růst v České republice zlepšuje finanční kondici dlužníků a jejich schopnost dostát svým závazkům (odhadnutý koeficient -0,14). Pozitivní dopad inflace na schopnost dlužníků splácet úvěry (odhadnutý koeficient -0,19) může být v České republice nižší, než vyplývá z rešerše literatury. Odhady také potvrzují nepříznivý vliv růstu úrokových sazeb na NPLR (odhadnutý koeficient 0,19). Hodnota vlivu změny reálného devizového kurzu na NPLR s ohledem na otevřenost české ekonomiky se jeví výrazně negativní tj. zlepšující schopnost dlužníků splácet (odhadnutý koeficient -1,94) a překračuje hodnoty z rešerše literatury vycházející z širšího vzorku zemí. Vliv změny nominálního devizového kurzu na NPLR s ohledem na podíl úvěrů v zahraniční měně působí směrem opačným než reálný devizový kurz (odhadnutý koeficient 0,19) a může zhoršovat schopnost dlužníků splácet úvěry. Tento odhad je však nevýznamný na 10% hladině významnosti. Odhady rovněž potvrzují, že růst nezaměstnanosti významně zhoršuje schopnost dlužníků splácet úvěry (odhadnutý koeficient 0,17). Dle alternativních odhadů se ukazují být robustní zejména efekty ekonomického růstu a zápujčních sazeb, a důchodový efekt měnového kurzu.

Získané hodnoty odhadu a jejich relativní hodnoty poskytují významnou informaci pro hospodářskou politiku. Zaprvé, dynamika úvěrů v selhání vykazuje relativně vysokou strnulost. Narůst úvěrů v selhání, proto může být velmi zpožděným indikátorem pro implementaci makroobezřetnostních

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 Bekó, 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 Bekó, 2008).

⁵ Shu (2002) uvádí 3 důvody, na základě kterých předpokládá nepřímo úměrný vztah. Za prvé, inflace snižuje ex post reálnou úrokovou sazbu, čímž může mít vliv na zvýšení poptávky po půjčkách. Za druhé, inflace snižuje reálnou hodnotu splátky dluhu, a tím napomáhá dlužníkovi dostát svým závazkům. Za třetí, inflace bývá zpravidla pozitivně korelovaná s hospodářským růstem, což implikuje nižší míry bankrotů a akceleraci v poskytování úvěrů.

opatření pro zajištění finanční stability. Zadruhé, tvůrci hospodářské politiky mohou nejlépe čelit nárůstu úvěrů v selhání a postupné realizaci kreditního rizika na agregátní úrovni pomocí deprecie reálného kurzu. A to jak pomocí přímých intervencí na devizových trzích, což učinila se značným zpožděním Česká národní banka v roce 2014, tak prostřednictvím snížení úrokových sazeb, které by měly vést k odlivu kapitálu a depreciaci koruny vzhledem k zahraničním měnám. Toto snížení sazeb v období výrazných rizik pro finanční stabilitu by mělo být upřednostňováno před relativně menším rizikem zvýšení budoucí inflace, která navíc pomáhá snižovat poměr úvěrů v selhání k celkovým úvěrům. Avšak příliš velký důraz na tento inflační kanál by mohl nicméně do budoucna vést k nežádoucím efektům morálního hazardu. Je ale potřeba zdůraznit, že existují komplementární makrobezpečnostní opatření, která mohou pomoci zvýšit odolnost bankovního systému vůči nárůstu úvěrů v selhání, jako například zdržení výplaty dividend pro zvýšení kapitálu a schopnosti bank absorbovat zvýšené kreditní riziko. Na základě našich odhadů se z makroekonomických nástrojů nicméně jeví jako nejučinnější deprecie reálného kurzu.

Zbytek článku je organizován následovně. V druhé části je představen model, který bude používán pro odhad působení jednotlivých proměnných na NPLR. Třetí část popisuje použitá data včetně jejich zdrojů a historického vývoje klíčových veličin. Čtvrtá část je věnována podrobnému popisu použitých metod, zejména bayesovské metodě odhadu a nastavení apriorních předpokladů. V páté části jsou diskutovány výsledky provedeného odhadu základního scénáře. V šesté části jsou rozebrány výsledky alternativních scénářů a jsou zdůrazněny jejich odlišnosti od základního scénáře. Sedmá část poskytuje závěrečné shrnutí a doporučení pro hospodářskou politiku.

2. 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 nekorelované. 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 (NPLR). Dynamiku vývoje NPLR lze popsat pomocí následující regrese rovnice:

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

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 úvěrů v selhání (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, 2008; a Adolfson 2001):

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

kde GDP je růst reálného hrubého domácího produktu, UNP je míra nezaměstnanosti v procentech, 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 (REER) české koruny a otevřenosti ekonomiky, 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 dominovali koši měn, ve kterých byly půjčky v zahraničních měnách poskytovány.

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 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 v literatuře, s výjimkou EBI and ERB, které jsou specifické pro tuto studii. Předpokládá se, že NPLR se snižuje z důvodů zlepšení platební schopnosti dlužníků v důsledku růstu HDP, růstu inflace a ukazatele ERI, a naopak k nárůstu problémů se splácením dochází v důsledku růstu záůjčnicích sazeb, nezaměstnanosti a ukazatele ERB.

Tyto očekávané směry působení jednotlivých proměnných jsou zachyceny ve formulaci prakticky odhadované regresní rovnice (3) tak, 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 residuum s procesem popsaným rovnicí (4):

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

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 $N(0, \sigma_\vartheta)$.

3. 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 (ČNB), z veřejně dostupné databáze ARAD, případně 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 (NPLR), výdaje na hrubý domácí produkt (HDP) ve stálých cenách, index reálného efektivního kurzu koruny, záůjčnicí úrokové sazby klientských úvěrů, podíl úvěrů v zahraniční měně na celkových agregátních

úvěrech a objem exportů a importů, pomocí kterých byla dopočítaná otevřenost české ekonomiky⁶. 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.

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. Zápůjční úroková sazba nebyla do roku 2001 vykazovaná desagregovaně pro různé sektory hospodářství, proto byla pro období do roku 2001 použita jednotná zápůjční úroková sazba. Od roku 2001 začala ČNB zveřejňovat zápůjční úrokovou sazbu klientských úvěrů pro sektor nefinančních podniků a domácností, a tudíž byl od roku 2001 používán 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 č. 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 ($\Delta NPLR$). 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 v období 1996-2000 (viz např. Laeven a Valencia, 2013). Snahy o ozdravení bankovního sektoru zahrnovaly převod části nahromaděných problémových půjček do bilance Konsolidační banky, která byla v roce 2001 transformována na nebankovní Českou konsolidační agenturu, a z tohoto důvodu, data týkající se 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 také 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 v Spojených státech a následně i v evropské ekonomice (Musílek, 2008). Česká republika byla v tomto období ovlivněna zejména výrazným oslabením konjunktury v Německu.

Společný růstový trend reálného efektivního kurzu koruny (REER) a míry otevřenosti (Openness) je zachycený v panelu 2.1 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

⁶ Otevřenost české ekonomiky byla spočtena dle následujícího vztahu: $(EX + IM) / HDP$, kde EX je objem exportu, IM objem importu a HDP je nominální HDP České republiky.

republiku, která je malou a vysoce otevřenou ekonomikou, významné implikace zejména v oblasti zahraničního obchodu. V případě pro-exportně orientované ekonomiky tlumí dlouhodobý apreciační trend nominálního kurzu (panel 2.2 grafu 1) příliš optimistické očekávání korporátního sektoru, které by mohlo vést k vytváření nadměrných a nerentabilních produkčních kapacit financovaných prostřednictvím úvěrů. Prostředí se zhodnocující domácí měnou a nízkými úrokovými sazbami dále 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 2.2 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 25% a následný postupný pokles a stabilizaci. V současnosti 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) i na nižších úrovních. Je potřeba také poznamenat, že v České republice, na rozdíl např. od Maďarska nebo i Rakouska, byly půjčky v zahraničních měnách poskytovány především firemnímu sektoru s kapacitou generovat toky v zahraniční měně pomocí exportu.

[Graf 1]

4. 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. Navíc, i delší historické časové řady nemusí 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 čili apriorní předpoklady, ohledně rozsahu parametrů odhadovaného modelu. Toto lze snadno provést při použití bayesovského přístupu odhadu, který kombinuje teoretická omezení v podobě apriorních předpokladů ohledně rozsahu parametrů s informacemi obsaženými v datech, viz např. An and Shorfheide (2007).

K získání odhadu parametrů a vyvození závěrů je proto v této práci použit bayesovský přístup, který v případě odhadu regresního modelu navrženého v této práci 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(1,2) model). ARDL(1,2) 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

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

kde $L(\theta/Y)$ je pravděpodobnostní funkce závislé 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 θ 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, sloužícího k získání náhodných výběrů z celé posteriorní distribuce. Návrhy v algoritmu výběru vzorků (sampling algorithm) jsou vybírány z multivariantního normálního rozdělení, kde byla použita hodnota vážícího parametru (scaling factor) 0,4. Hodnota tohoto vážícího 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, kde prvních 50% každého sledu výběrů bylo odloženo pro účely dalších výpočtů. Metropolisův-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 k 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 tak 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 tudíž 14 vybraných 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]

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) parametru 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 prvním sloupci tabulky 2. Pro regresní koeficienty hlavní odhadované rovnice jsou apriorní předpoklady v podobě normální distribuce centrovány na medián odhadu relevantních mezinárodních studií, kde disperze dané normální distribuce odpovídá střední standardní chybě spojené s odhadem daného koeficientu v zohledněných studiích. Apriorní předpoklady pro koeficienty spojené se změnou měnového kurzu jsou centrovány na hodnoty blízké nule a dané apriorní rozdělení má nastavenou velkou disperzi. Tato formulace apriorních předpokladu 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. Po vizuální inspekci použitých časových řad, se předpokládá mírně vyšší persistence pro residuum NPLR rovnice, ε_t , a růst HDP než pro ostatní endogenní proměnné. Jako v obdobných studiích používajících bayesovu metodu odhadu (např. Buncic a Melecký, 2014; Melecký, 2012) jsou apriorní předpoklady pro standardní odchylky šoku hlavní regresní rovnice a vedlejších rovnic modelu formulovány pomocí inverzní gama distribuce.

5. Diskuze 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 (panel A).

[Graf 2]

Graf 3 pak 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 interakcí) a na vertikální ose jsou zachyceny jednotlivé statistiky. Statistiky řetězců k sobě konvergují v prvním případě (interval) přibližně po 4000 interakcích, v případě statistik m2 a m3 pak přibližně po 3500 interakcích. Poté dochází k postupné stabilizaci hodnot. K ustálení hodnot dochází ve všech zkoumaných případech přibližně po 5000 interakcích. Použití vygenerovaných parametrů v rozsahu 5000-10000 pro výpočet distribuce parametrů a jejich hlavních statistik je tudíž kredibilní.

[Graf 3]

Nyní budou s využitím tabulky 2 a grafu 4 interpretovány odhady jednotlivých koeficientů modelu. V prvním sloupci tabulky 2 jsou uvedeny jednotlivé 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]

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 apriorní informace, která je upřesňována 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 a z odhadu posteriorní střední hodnoty (0,14) vyplývá, že ekonomický růst v České republice zlepšuje finanční kondici dlužníků a jejich schopnost dostát svým závazkům. Ekonomický růst 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 nepřímý 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 zvyšuje, v případě dluhu s plovoucí úrokovou sazbou, náklady na splácení dluhu a 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. Jak modus, tak posteriorní střední hodnota (1,94) se výrazně odchylojí od apriorní střední hodnoty. V případě české ekonomiky, která je malou a velmi otevřenou ekonomikou není překvapivé, že vliv reálného devizového kurzu překračuje výsledek z rešerše literatury vycházející z širšího vzorku zemí. Růst devizového kurzu (reálná depreciace koruny) tedy 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 posuto 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 odchylojí od apriorní střední hodnoty a potvrzují domněnku, že nominální depreciace zvyšuje u nezajištěných úvěrů poskytnutých v zahraniční měně splátky dluhu vyjádřené v domácí měně. Vzhledem k širšímu jistotnímu intervalu, ale nelze tuto hypotézu přijmout na 10% hladině významnosti. V tomto případě je z 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 opět blíží k apriorní střední hodnotě vycházející z rešerše literatury. Růst nezaměstnanosti způsobuje ztrátu příjmu postižené části obyvatelstva, pokles kupní síly obyvatelstva jako celku, což vede rovněž k omezení poptávky a poklesu příjmů firem. V konečném důsledku růst nezaměstnanosti způsobuje nárůst NPLR. Také v případě nezaměstnanosti dochází 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 zápůjční 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 koeficientu ekonomického růstu (r_{gr}) inflace (r_{pi}) zápůjčních úrokových sazeb (r_{lr}) a nezaměstnanosti (r_{unem}) a 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 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 nominálního devizového kurzu v poměru k otevřenosti ekonomiky (u_{ner}). 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. Největší význam dat pro identifikaci posteriorního rozdělení je možné v grafu 4 najít 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 výraznému upřesnění apriorních informací použitím dat.

[Graf 4]

6. Odhady s alternativními apriorními předpoklady

V této části jsou provedeny odhady s alternativními apriorními předpoklady, abychom otestovali, jak moc naše výsledné odhady závisejí na zkušenostech zemí zahrnutých v provedené rešerši literatury a naopak do jaké míry jsme schopni identifikovat parametry regresního modelu z dat specifických pro Českou republiku. K prozkoumání výše uvedených aspektů použijeme dva alternativní scénáře lišící se od základního scénáře rozdílným nastavením střední hodnoty apriorních předpokladů a nižší vahou přikládanou apriorním informacím v podobě větší disperze 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 efektů⁷ získaných z rešerše literatury (viz příloha č. 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 č. 3 a 4 a lze je shrnout následovně. Oba alternativní scénáře poukazují na možnost vyšší perzistence NPLR, když se odhady posteriorních středních hodnot parametru a_nplr pohybují kolem horní hranice původně odhadovaného posteriorního jistotního intervalu. Na druhou stranu se odhady alternativních scénářů 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 nejednoznačný (a_pi) a 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 zápůjčních 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 indikuje druhý alternativní scénář ZN. Alternativní nastavení pomáhá při 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 ztlačenější pokles odhadnuté hodnoty, naopak u ostatních směrodatných odchylek jsou odhadnuté hodnoty stabilní vzhledem k základnímu scénáři v obou alternativních scénářích.

Odhady s použitím alternativních apriorních rozdělení poukazují na historicky robustní vliv ekonomického růstu, který snižuje NPLR. Tyto odhady rovněž potvrzují, že historicky zvýšení zápůjčních sazeb 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. Ačkoliv existující zahraniční studie nebyly schopny identifikovat robustní vliv změn

⁷ Váhy byly v tomto případě vypočteny jako převrácené hodnoty standardních chyb.

nominálního kurzu na platební schopnost a míru zadluženosti firem a domácností, náš identifikační přístup poukazuje na potencionálně nezanedbatelný vliv nominální deprecie koruny na růst NPLR. Zahraniční dluh je poskytován převážně firmám s kapacitou generovat příjmy v zahraniční měně, a poměr dluhu v zahraniční měně k celkovému dluhu v ekonomice klesal v rámci zkoumaného období. Vliv turbulentního období 1996-2002 na celkový odhad je přesto stále významný a tato historická lekce by neměla být tvůrci makrobezřetnostní politiky zapomenuta.

7. Závěr

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

Získané výsledky naznačují, že úvěry v selhání vykazují silnou persistenci s odhadnutým autoregresním koeficientem 0,78, která převyšuje hodnoty obdobné perzistence v zahraničních studiích. Růst úvěrů v selhání, proto může indikovat nárůst 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, kde deprecie koruny významně zvyšuje schopnost privátního sektoru splácet své dluhy. Naopak růst výpůjčních sazeb má 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 na schopnost splácet úvěry se ukazuje jako pozitivní, ale slabý v základní verzi modelu, avšak v případě alternativních specifikací se jeví jako silný.

Na základě dosažených výsledků se z pohledu tvůrců hospodářské politiky jeví jako efektivní pro řízení systémového kreditního rizika, zejména jeho časové dimenze, využití kurzové politiky. Konkrétně, včasné využití reálné deprecie koruny v případech narůstajícího kreditního rizika může pomoci podpořit solventnost bankovního sektoru.

Literatura

- ADOLFSON, M. 2001. Monetary Policy with Incomplete Exchange Rate Pass-Through. Working Paper No. 127, Sveriges Riksbank.
- 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. 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.
- AN, S.; SCHORFHEIDE F. 2007. Bayesian Analysis of DSGE Models. *Econometric reviews*. 2007. Vol. 26, No. 2-4, pp. 113-172. ISSN 0747-4938.
- BABIHUGA, R. 2007. Macroeconomic and financial soundness indicators: an empirical investigation [Working Paper 07/115]. Washington: International Monetary Fund, 2007. <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. 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. <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/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. http://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/econo/quest_ecofin_2/QF_89/QEF_89.pdf.
- 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. <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.
- BUNCIC, D.; MELECKY, M. 2014. Equilibrium credit: The reference point for macroprudential supervisors. *Journal of Banking & Finance*. 2014, Vol. 41, No. C, pp. 135-154. ISSN 0378-4266.
- 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.
- 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. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp1271.pdf>.
- ESPINOZA A PRASAD, 2010. Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects [Working Paper No. 10/224]. Washington: International Monetary Fund, 2010. <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. ISSN1923-7529.
- 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.
- FESTIĆ, M.; ROMIH, D. Cyclicalitý of the banking sector performance and macro environment in the Czech Republic, Slovakia and Slovenia. *Prague Economic Papers*. 2008, Vol. 2008, No. 2, pp. 99-117. ISSN 1210-0455.
- FOFACK, H. 2005. Nonperforming loans in Sub – saharan Africa: casual analysis and macroeconomic implications [Policy Research Working Paper 3769]. Washington: World Bank, 2005. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/8498/wps3769.pdf?sequence=1>
- 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.
- 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.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. 2006. Financial Soundness Indicators [Compilation Guide]. Washington: International Monetary Fund, 2006. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fsi/guide/2006/>
- JAKUBÍK, P. 2005. Makroekonomický model kreditního rizika [Zpráva o finanční stabilitě 2005]. Praha: Česká národní banka, 2005. http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2005/FS_2005_cl2.pdf
- 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. 2011, No. 2, pp. 157-176. ISSN 1210-0455.
- 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. <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.
- LINDE, J., M. NESSEN, U. SODERSTROM. 2009. Monetary Policy in an Estimated Open Economy Model with Imperfect Pass-Through. *International Journal of Finance and Economics* 14 (4): 301–33.
- 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.

- 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.
- 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.
- MONACELLI, T. 2005. Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment. *Journal of Money Credit and Banking* 37 (6): 1047–66.
- 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. <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. <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. <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.
- 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.
- ZEMAN, J.; JURČA, P. 2008. Macro stress testing of the Slovak banking sector [Working Paper No. 1/2008]. Bratislava: Národná banka Slovenska, 2008. http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/08_kol1a.pdf.

Tabulky a grafy v hlavním textu

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, Reiningger (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 zápornou úrokovou sazbu, INFL míru inflace, ER změnu měnového kurzu a UNEM míru nezaměstnanosti. Index x_{t-1} označuje zpožděnou hodnotu parametru proměnné o jedno období a index x_v označuje váženou hodnotu parametru proměnné. 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 použitý medián parametrů a medián jejich standardních chyb.

Tabulka 2
Apriorní předpoklady a výsledky bayesovského odhadu – Základní odhad

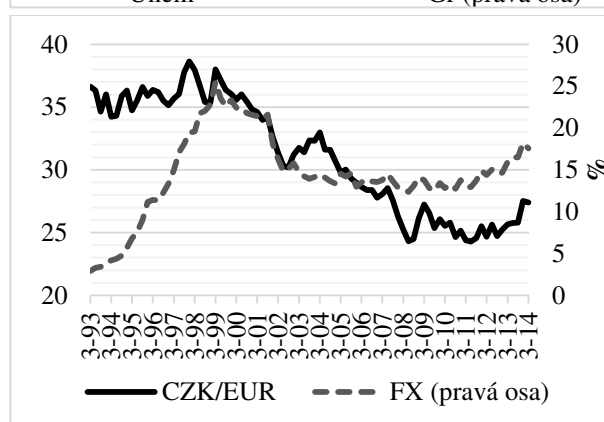
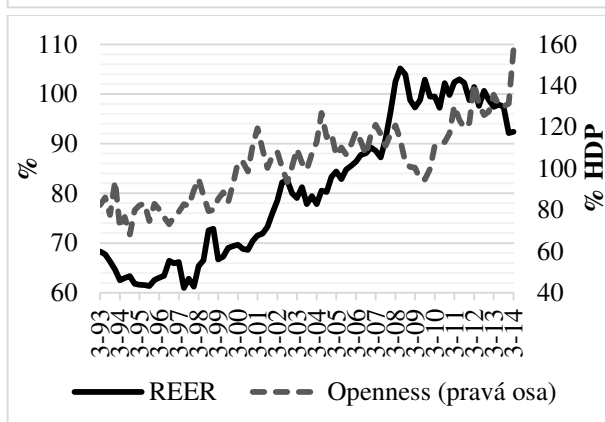
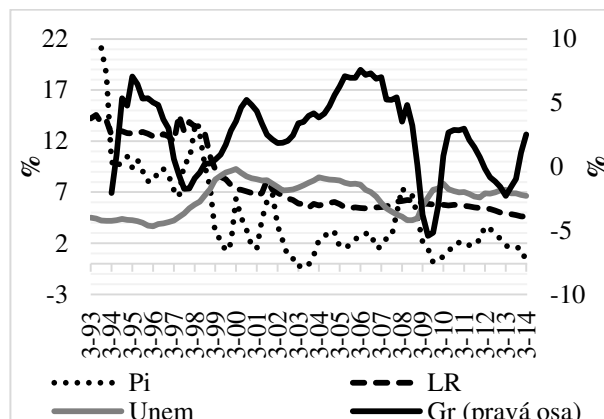
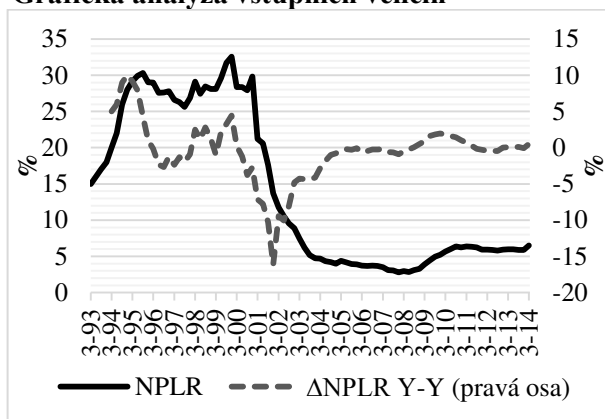
Parametry	Apriorní rozdělení	Posteriorní modus	Posteriorní střední hodnota	Posteriorní 90% bayesovský jistotní interval
a_nplr	B(0.55; 0.07)	0.6716	0.7764	[0.6424; 0.9018]
a_gr	N(0.15; 0.03)	0.1385	0.1379	[0.0976; 0.1875]
a_pi	N(0.31; 0.06)	0.2344	0.1856	[0.0611; 0.2843]
a_lr	N(0.16; 0.03)	0.1749	0.1906	[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).

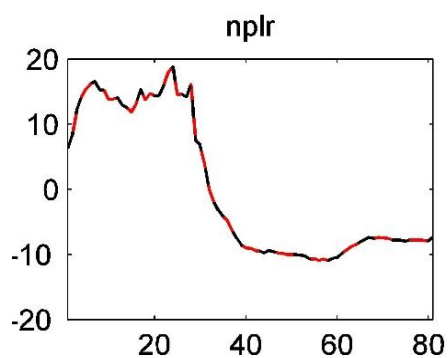
Graf 1

Grafická analýza vstupních veličin



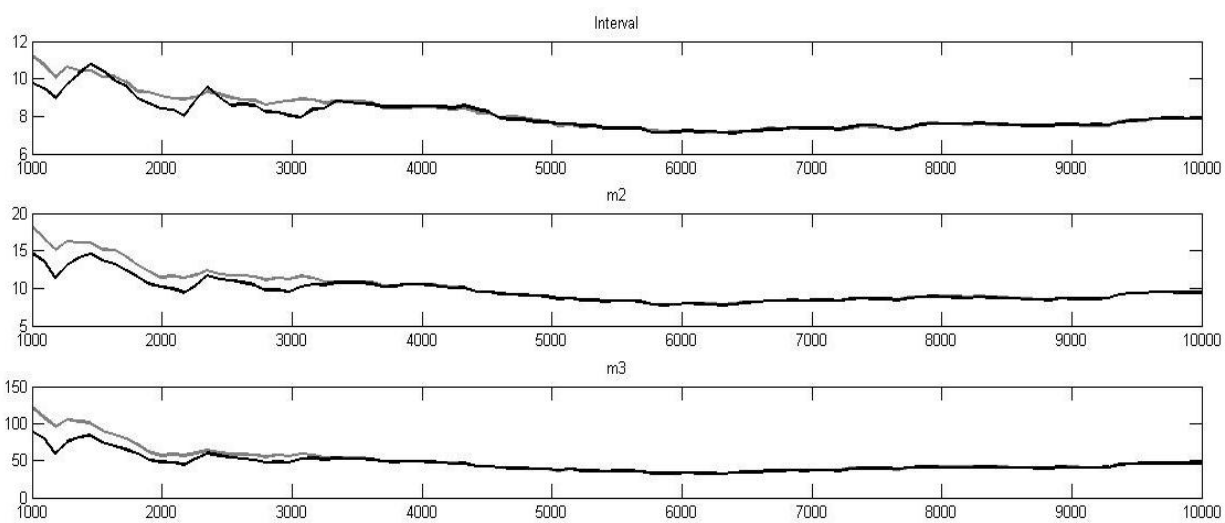
Zdroj: Vlastní výpočty na základě dat z tabulky v příloze č. 1

Graf 2
Skutečné a odhadnuté hodnoty



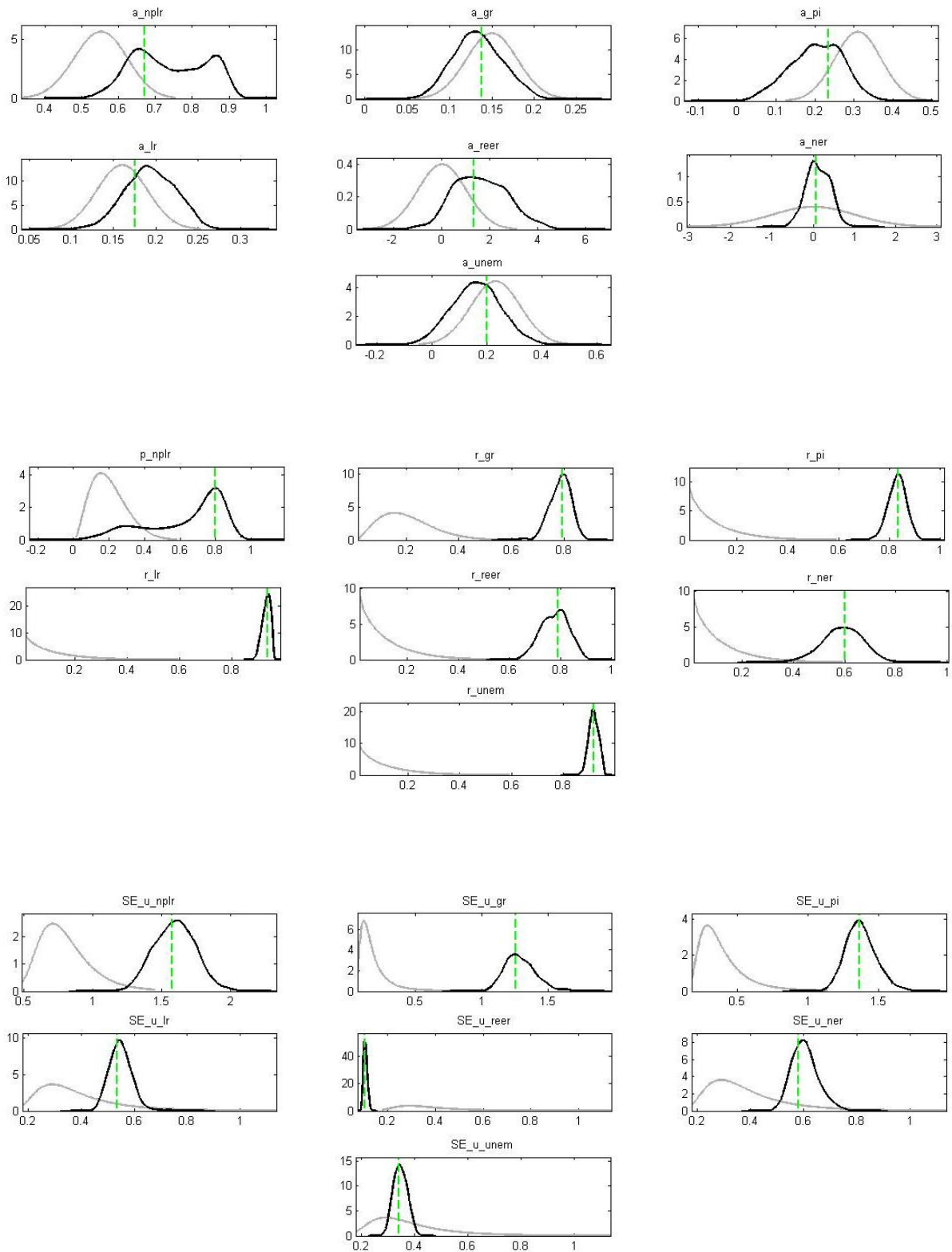
Zdroj: Vlastní výpočty v programu Matlab

Graf 3
Grafická analýza konvergence řetězců



Zdroj: Vlastní výpočty v programu Matlab

Graf 4
Vysvětlovací schopnost modelu



Zdroj: Vlastní výpočty v programu Matlab

Přílohy

Příloha č. 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: obrat 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)

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

Zdroj: ČNB, ILO, EUROSTAT, vlastní úprava

Příloha č. 2: Popisné statistiky použitých dat

Proměnná	Poměr úvěrů v selhání k celkovým úvěrům	Reálné HDP	Zápůjční úrokové sazby	Index spotřebitel- ských cen	Reálný efektivní devizový kurz CZK	Nominální devizový kurz CZK/EUR	Nezaměstna- nost	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	732504	8.02	105.52	81.16	31.13	6.48	0.14	1.03
Medián	6.39	700535	6.18	106.80	80.28	31.41	6.90	0.14	1.03
Maximum	32.57	914770	14.56	137.63	105.17	38.63	9.27	0.26	1.57
Minimum	2.78	530977	4.59	58.40	60.95	24.29	3.67	0.03	0.68
Směrodatná odchylka	10.70	133514	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	1179.38	62262882	681.31	8969.20	6898.85	2645.66	551.17	12.32	87.75
Suma odchylek na druhou	9617.45	1.50E+12	908.45	42482.19	17733.66	1753.11	220.12	0.21	2.93

Zdroj: Vlastní výpočty

Příloha č. 3: 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).

Příloha č. 4: 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).