

Abstract

Banking Sector and Sovereign Risk in European Union

We analyze and quantify link between quality of the banking sector and sovereign risk in the states of the European Union (EU) using data over 1999–2014. We employ two market-based measures of the sovereign risk along with several empirically and theoretically motivated variables that characterize banking sector. We perform Bayesian estimations on several panels of countries. Our results show that higher ratio of the non-performing loans represents the most important industry-specific variable that is linked with a heightened rate of the sovereign risk. On the other hand, findings related to the size and depth of the banking sector, along with the capital adequacy ratio, are less clear-cut. Higher penetration of the foreign banks and higher degree of competition characterize a diversified structure of the banking industry that seems to be beneficial for the banking sector stability and is linked with lower sovereign risk.

Keywords: sovereign risk, banking sector, global financial crisis, financial stability, European Union

JEL Classification: C23, E58, F15, G21, G28, H63

Úvod

Tváří v tvář nepříznivým hospodářským podmínkám mohou být vlády neschopné či neochotné dostát svým závazkům (Komárková *et al.*, 2013). Státní riziko (sovereign risk) začalo být akutním problémem po vypuknutí globální finanční krize, jež podkryla přetrvávající makroekonomické a fiskální nerovnováhy v eurozóně, které se projeví ve zvýšené míře státního rizika mnoha jejích členů (Beirne a Fratzscher, 2013). Během globální finanční krize a navazující evropské dluhové krize četné evropské vlády podporovaly své banky, což vedlo k větší propojenosti bankovního sektoru a státního rizika (European Commission, 2012; Correa *et al.*, 2014).¹

Pro dobře fungující hospodářství jsou velké banky zásadní; dostanou-li se ale do problémů, může se stát, že vláda vyhodnotí jejich záchranu jako úspornější scénář než jejich přímý bankrot, který by zřejmě znamenal ničující důsledky pro ekonomiku. Avšak finanční prostředky vydané na záchranu bank zvýší zadluženost vlády, což se následně

* Jan Brůha (jan.bruha@cnb.cz), Česká národní banka, Evžen Kočenda (evzen.kocenda@fsv.cuni.cz), Univerzita Karlova, Fakulta sociálních věd; Ústav teorie informace a automatizace AV ČR; CESifo, Mnichov; IOS, Řezno.

Autoři děkují za užitečné připomínky třem recenzentům. Tento výzkum byl podpořen grantem GAČR č. 16-09190. Názory v tomto příspěvku jsou autorů a neodráží nezbytně oficiální stanovisko ČNB.

1 Objem státní pomoci poskytnuté bankovnímu sektoru zemí EU činil mezi říjnem 2008 a lednem 2012 podle odhadů European Commission (2012) asi 1,6 bilionu euro (kolem 13 % hrubého domácího produktu EU).

projeví ve vyšší míře státního rizika (Campolongo *et al.*, 2011; Reichlin, 2014). Cílem našeho článku je analyzovat a kvantifikovat spojitost mezi kvalitou bankovního sektoru a státním rizikem v zemích Evropské unie (EU).

Jakým způsobem může ovlivnit stav bankovního sektoru státní riziko a jak dochází k šíření takového efektu? Relevantní literatura předkládá dva pravděpodobné kanály umožňující vliv bankovního sektoru na státní riziko. Zprvė Gerlach *et al.* (2010) tvrdí, že vláda může být okolnostmi donucena jednat jako věřitel poslední instance či rekapitalizovat banky za použití veřejných financí. Druhý a poněkud méně zřejmý kanál lze odvodit z článku Adriana a Shina (2009), kde autoři poukazují na důležitost úprav v rozvahách bank pro agregátní likviditu a finanční stabilitu. Dynamika rozvah pak ovlivňuje množství krátkodobých zdrojů financování dostupných v ekonomice, přičemž nedostatek úvěrů se s určitým zpožděním projeví na fiskální pozici vlády, což následně vede ke zvýšené míře státního rizika (Correa *et al.*, 2014).

K výše zmíněným dvěma kanálům přidáváme ještě třetí, který spočívá ve zvýšení státního rizika v případě nadměrného zadlužení soukromého sektoru. Poskytne-li bankovní sektor ve velké míře úvěry společností, roste pravděpodobnost, že jsou půjčky poskytovány nedostatečně ziskovým projektům (Mehrez a Kaufmann, 2000). Klesající zisky a mzdy pak mohou vést k nižším daňovým výnosům státu jak od firem, tak od zaměstnanců a zároveň zhoršit finanční pozici bank.

Tímto článkem přispíváme k poznání analyzovaného tématu třemi způsoby. Zprvė zkoumáme empirickou souvislost mezi mírou státního rizika a kvalitou bankovního sektoru, který je reprezentován řadou potenciálně důležitých proměnných. Obecně lze na základě našich výsledků konstatovat, že nižší efektivita bankovního sektoru je spojena se zvýšenou mírou státního rizika. Druhý příspěvek spočívá v zaměření výzkumu na celou EU, nikoliv jen na několik vybraných zemí. Naše analýza je zároveň provedena pro období, které začíná dlouho před vypuknutím globální finanční krize a končí daleko po jejím konci. Zatřetí je třeba zmínit vhodný výběr metodologie – bayesovský přístup pro panelová data je schopen zajistit solidnost výsledků, neboť umožňuje pracovat se soubory s chybějícími daty, což je situace, která se se dá očekávat, uvažujeme-li rozsah našeho souboru dat.

Článek je koncipován následujícím způsobem. V sekci 1 představujeme přehled relevantní literatury. Detailní popis proměnných, které charakterizují jak státní riziko, tak kvalitu bankovního sektoru přinášíme v sekci 2. Empirické výsledky a jejich vysvětlení obsahuje sekce 3. Poslední sekce pak shrnuje závěry výzkumu.

1. Přehled související literatury

Literatura na téma souvislosti bankovního sektoru a svrchovaného rizika není příliš rozsáhlá. Gerlach *et al.* (2010; s. 1) „si dávají za cíl porozumět, jaké faktory určují spready výnosů ze státních dluhopisů“ v eurozóně. Autoři ukazují, že faktor agregátního rizika je významným determinantem státního rizika (měřeného jako spread státních dluhopisů) v eurozóně. Dalším relevantním činitelem je pak velikost bankovního sektoru vůči hrubému domácímu produktu (HDP), která v interakci s faktorem rizika negativně

ovlivňuje státní riziko. Konkrétně autoři zjišťují, že je-li agregátní riziko vysoké, země s významnými bankovními sektory a zároveň s nízkými podíly vlastního kapitálu vykazují vyšší spread výnosu ze státních dluhopisů. Takový výsledek je intuitivní, neboť vyšší agregátní riziko zvyšuje pravděpodobnost bankrotu bank, což se následně promítá ve vyšším riziku pro veřejné finance, a tudíž i ve vyšší míře státního rizika. Tato analýza pracuje s většinou zemí eurozóny (v roce 2010), ale vynechává Lucembursko, Kypr, Maltu, Slovensko a Slovinsko.

Gómez-Puig *et al.* (2015) mají za cíl identifikovat a popsat propojení svrchovaného a bankovního rizika pro deset zemí eurozóny. Autoři uplatňují indikátor bankovního rizika založený na literatuře zkoumající analýzu podřízených pohledávek (Contingent Claim Analysis) a jako měřítko svrchovaného rizika pak používají spread desetiletých vládních dluhopisů ve vztahu k německým státním dluhopisům. Za použití přístupu založeném na dynamické Grangerově kauzalitě ukazují, že kauzální vztahy mezi proměnnými měly rostoucí tendenci v době globální finanční krize a také že směr náказы vede od bank k veřejným financím.

Kromě výše zmíněných článků nevíme o žádné jiné analýze vztahu mezi parametry bankovního sektoru a svrchovaným rizikem. Na druhou stranu ale existují studie zabývající se potenciálními determinanty státního rizika, například z kategorie makroekonomických ukazatelů (Frenkel *et al.*, 2004; Remolona *et al.*, 2008; Ang a Longstaff, 2013). Některé články analyzují státní riziko z pohledu stavu veřejných financí státu, např. Acharya *et al.* (2014); Hallerberg a Wolff (2008); Poghosyan (2014); či Klinger a Teplý (2016). Přestože literatura zabývající se vztahem bankovního sektoru a státního rizika není příliš rozsáhlá, obsahuje jasnou myšlenku: dobrá kondice ekonomiky a veřejných financí jsou závažnými podmínkami pro nízkou míru státního rizika. V tomto smyslu by tedy ani kvalita bankovního sektoru neměla být bez účinku na míru státního rizika. Ve zbývajících částech článku se budeme věnovat tomuto tématu detailně.

2. Data a proměnné

Ve své analýze pracujeme s ročními a čtvrtletními daty charakterizujícími státní riziko a stav bankovních sektorů 27 členských zemí EU. Soubor dat zahrnuje období mezi lety 1999 a 2014 – tím do své analýzy zahrnujeme epizody spojené s procesem evropské (finanční) integrace, globální finanční krize a evropské dluhové krize. Části dat pocházejí ze Statistical Data Warehouse Evropské centrální banky a ze Světové banky. V některých případech byla konzistence dat kontrolována za pomoci dat z Eurostatu, OECD, Mezinárodního měnového fondu a z Federal Reserve Bank of St. Louis FRED. Přes veškerou snahu při tvorbě souboru některá data chybí nebo je jejich kvalita diskutabilní. Tento problém řešíme použitím bayesovské techniky, jejíž popis je obsažen v sekci 4.

V následujícím textu představujeme použité proměnné podrobně a soubor dat rozebíráme ve větším rozsahu než standardně, neboť již v této sekci nabízíme diskuzi, která propojuje naše proměnné s vhodným ekonomickým a ekonometrickým zdůvodněním. Rovněž se zabýváme pravděpodobnými efekty vzhledem ke státnímu riziku tak, jak je zmiňuje relevantní literatura (Fink *et al.*, 1998; Gerlach *et al.*, 2010; Gómez-Puig *et al.*, 2015).

Přestože analyzujeme data pocházející z EU, která je již do značné míry integrovaná, data pocházející z různých zemí vykazují jistý stupeň heterogenity. Příčinou jsou především rozdíly v hospodářské vyspělosti a nerovnoměrném stupni integrace. Podobná situace panuje u bankovních sektorů zkoumaných zemí, neboť taktéž vykazují značné rozdíly co do míry hospodářské soutěže a dostupnosti úvěrů; kvantitativně je tento argument dokumentován v sekci 3.4 a tabulce 1. Z těchto důvodů vytváříme několik skupin zemí reflektujících výše zmíněné rozdíly, jakož i relevantní literaturu na téma evropské integrace. Skupina původních zemí EU tvoří Belgie, Dánsko, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemsko, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Španělsko, Švédsko a Velká Británie. Dále pak tvoříme jádro (Belgie, Francie, Lucembursko, Německo, Nizozemsko a Rakousko) a periferii (Kypr, Malta, Portugalsko, Španělsko a Řecko). Skupinu nových zemí EU tvoří Bulharsko, Česká republika, Estonsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Polsko, Rumunsko, Slovensko a Slovinsko. Tato skupina nových zemí EU je dále rozdělena do Visegrádské pětky (Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovensko a Slovinsko), Baltských států (Estonsko, Litva a Lotyšsko) a balkánských zemí (Bulharsko a Rumunsko).

2.1 Státní riziko

Používáme dvě měřítka státního rizika, tak jak je vnímají trhy. Zaprvé spread výnosu státních dluhopisů je v literatuře standardně používaným měřítkem pro státní riziko (Caporin *et al.*, 2015). Konkrétně pracujeme s rozdílem výnosu desetiletého vládního dluhopisu určité země a německého státního dluhopisu, který v naší analýze reprezentuje bezrizikovou sazbu. Takto zkonstruovaná proměnná obsahuje informace o úvěrové schopnosti státu a zároveň v sobě zahrnuje domácí faktory ovlivňující státní riziko. V neposlední řadě rovněž zachováváme kontinuitu se zahraniční literaturou používající stejnou koncepci; viz Gerlach *et al.* (2010) a Gómez-Puig *et al.* (2015).²

Zadruhé uvažujeme spread CDS ze státních dluhopisů, který je v literatuře používán jako měřítko státního rizika (Beirne a Fratzscher, 2013; Heinz a Sun, 2014; Gätjen a Schienle, 2015), ale i nákazy v rámci finančního systému (Caporin *et al.*, 2015).³ Je třeba poznamenat, že výše uvedené studie ukazují, že časové řady CDS obsahují jistý šum a četné výkyvy, zejména po roce 2008. Rovněž je nutné říci, že trh s CDS ze státních dluhopisů vykazuje rozšiřující se spready, které mohou být způsobeny spekulacemi spíše než změnami státního rizika; tento rys lze pozorovat zejména na začátku dluhové krize v eurozóně. Přesto používáme tuto proměnnou jako doplňující měřítko pro větší komplexnost své analýzy a navíc tím reflektujeme jeho rostoucí důležitost na světových finančních trzích (Augustin *et al.*, 2014).

2 V této souvislosti je třeba zmínit, že jako alternativní definici spreadu je možné použít rozdíl mezi výnosy dluhopisů a sazbami IRS, nejlépe OIS. Rovněž lze jako bezrizikové aktivum použít státní pokladniční poukázky v souladu s finanční ekonomikou. Námí zvolenou proměnnou však používáme vzhledem k možnosti srovnání s existující literaturou a rovněž z důvodů dostupnosti dat.

3 Kvůli nedostupnosti dat nepoužíváme CDS pro skupinu Baltských států a balkánských zemí.

2.2 Systémové proměnné

Ve své analýze používáme následující tři proměnné, které charakterizují postavení bankovního odvětví v určité zemi a zároveň reflektují institucionální charakteristiky jejího finančního trhu.

Velikost bankovního sektoru je reprezentována podílem celkových aktiv bank (TBA: total bank assets) vůči HDP v procentech. Toto měřítko může být rovněž interpretováno jako úroveň zprostředkování, kterou v určité ekonomice poskytuje bankovní sektor. V tomto smyslu tak poměr TBA/HDP představuje teoretickou horní hranici pro rozsah případné finanční pomoci, kterou by ve finančních problémech musel poskytnout stát (Gerlach *et al.*, 2010). Potenciální efekt poměru TBA/HDP je vcelku přímočarý: se zvyšujícím se poměrem roste rovněž potenciální státní riziko. Jelikož se množství TBA neváže na úroveň akumulovaného státního dluhu, je tato proměnná (velikost bankovního sektoru) exogenní ve vztahu k měřítku státního rizika.

Finanční hloubka nebo také hloubka výpůjční schopnosti ekonomiky se měří jako procentní podíl bankovních úvěrů soukromé sféry vůči HDP. Do této kategorie spadají jednak úvěry domácnostem, ale i dluh nefinančních společností. Toto měřítko ukazuje rozsah finančních zdrojů poskytovaných soukromému sektoru domácími bankami – jinými slovy objem fondů, které jsou k dispozici na trhu. Z větší výpůjční schopnosti plyne, že finanční prostředky jsou na trhu snadněji dostupné a neexistují tlaky, které by zvýšily nejistotu nebo by vedly ke škodlivým spekulacím spojeným s kondicí vládních financí. V tomto smyslu argumentujeme, že větší finanční hloubka by měla vést k nižší míře státního rizika. Nicméně platí, že větší závislost firem na půjčkách v porovnání s dalšími zdroji financování (dluhopisy, akcie) znamená, že banky poskytující půjčky jsou náchylnější k možnému defaultu. Proto lze tvrdit, že společný efekt ve skutečnosti vede k vyšší míře státního rizika s tím, jak se zvětšuje prostor pro možnou finanční pomoc ze strany státu. V neposlední řadě De Haas *et al.* (2010) ukazují, že množství půjček soukromé sféry z hlediska složení úvěrového portfolia bank v nových členských zemích EU závisí na vlastnictví bank, velikosti banky a právní ochraně věřitelů. Tento argument může být zobecněn i pro původní země EU, a v tomto smyslu je tedy hloubka výpůjční schopnosti exogenní vzhledem k státnímu riziku.⁴

Přítomnost zahraničních bank na trhu neboli proniknutí zahraničních bank na domácí trh se měří jako procentní podíl bankovních aktiv držených zahraničními bankami na celkových aktivech bank v dané zemi. Při tvorbě příslušné proměnné uvažujeme pobočky a dceřiné společnosti zahraničních bank, ve kterých cizozemci vlastní více než 50 % akcií (Claessens a van Horen, 2014). Možný vztah mezi mírou proniknutí zahraničních bank a svrchovaným rizikem je poněkud nejasné. Na jednu stranu se zahraniční vlastníci snaží o co nejvyšší zisk a co nejlepší reputaci, rozhodnou-li už se působit na novém

4 Systémové proměnné (velikost bankovního sektoru či finanční hloubka) mohou být ovlivněny aktivitami bank na zahraničních trzích nebo rozsáhlým získáváním zdrojů deficitních jednotek (zejména nefinančních podniků) na zahraničních trzích. Vzhledem k rozsahu analyzovaných zemí a časovému pokrytí, však možnou deformaci pokládáme za zanedbatelnou.

trhu. Zahraničně vlastněná banka pak nepředstavuje takovou hrozbu pro vládní rozpočet, takže vyšší míra působení zahraničních bank by měla být spojena s nižší mírou státního rizika. V nových členských zemích EU mohou mít ale zahraniční banky protichůdný efekt na míru státního rizika: zahraniční banky mohou být efektivnější, nicméně v období finanční tísně může docházet k repatriaci zisků. Takový scénář by znamenal vyšší státní riziko spojené s vyšší mírou proniknutí zahraničních bank na domácí trh. Tato veličina je zároveň vzhledem k míře státního rizika exogenní; je sice pravdou, že zahraniční investoři zpravidla váhají vstoupit na trh státu se slabou vládou, ale politická (ne)stabilita a priori neznamená ani jen vyšší ani jen nižší státní riziko.

Provedli jsme testy zkoumající přítomnost multikolinearity mezi výše zmíněnými proměnnými (viz Příloha, tabulka A.1). Úrovně korelace mezi TBA, finanční hloubkou a mírou proniknutí zahraničních bank jsou různorodé napříč zeměmi v našem souboru dat a zdaleka nejde o korelaci uniformně blízkou 1. Z toho plyne, že multikolinearita nepředstavuje problém pro efektivitu našich odhadů.

2.3 Proměnné charakterizující sektorovou výkonnost

Ve své analýze používáme tři proměnné reprezentující výkonnost bankovního sektoru. Rizikovost bankovního sektoru je charakterizována podílem nesplácených půjček a celkových hrubých půjček v procentech. Čím nižší je tento podíl, tím méně rizikový je bankovní sektor. Toto měřítko tak poskytuje přímý náhled na problematiku rizikovosti, neboť bere v potaz problémové půjčky, u nichž nebyly splátky úroku a jistiny provedeny po více než 90 dní, jakož i celkovou hodnotu úvěrového portfolia bank (celkové hrubé půjčky). Zároveň toto měřítko dává informaci o rozsahu provizí na nesplácené půjčky, které banky potřebují či musí vytvářet. Nižší rizikovost bankovního sektoru implikuje nižší pravděpodobnost potenciální finanční pomoci státu bankám, měla by tedy vést k nižší míře státního rizika. Navíc může být poměr nesplácených vůči celkovým půjčkám podle De Haase *et al.* (2010) brán jako exogenní vůči státnímu riziku.

Stabilita bankovního sektoru je kvantifikována poměrem kapitálové přiměřenosti (CAR: capital adequacy ratio), který uvádí množství kapitálu banky jako procentní podíl jejích rizikově vážených aktiv. CAR je definován jako $[(\text{Kapitál Tier 1} + \text{Kapitál Tier 2}) / (\text{Rizikově vážená aktiva})]$. Jelikož musí být úvěrová expozice modifikována o stupeň rizikovosti, jsou aktiva bank vážena podle specifických pravidel. Banka pro mezinárodní platby (BIS: Bank of International Settlements) stanovila mezinárodní normu doporučující minimální míru CAR na 8 % (BIS, 2001). Aplikace minimální míry CAR má za cíl chránit vkladatele a také zlepšit stabilitu a efektivitu bankovníctví, potažmo celého finančního systému. Z výše uvedeného lze vyvozovat, že udržování CAR alespoň na minimální míře by mělo učinit banky méně zranitelné, a tudíž vést k nižší míře státního rizika. Na druhou stranu je ale třeba poznamenat, že kapitál, který je z důvodu požadavků kapitálové přiměřenosti de facto neproduktivní, může svým způsobem snížit efektivitu bank. Vyšší rizikovost bankovního sektoru pak může, jak jsme uvedli dříve, vést k vyšší míře státního rizika. Vzhledem k tomu, že doporučené standardy týkající se CAR jsou nezávisle stanoveny BIS, je možné uvažovat o tom, že CAR je exogenní ve vztahu ke státnímu riziku.

Dále používáme měřítko pro hospodářskou soutěž v bankovním sektoru. Ta je definována jako podíl pěti největších bank na celkových aktivech sektoru a může být taktéž vnímána jako ukazatel tržní síly největších bank. Jelikož ale větší tržní síla znamená, že míra hospodářské soutěže je nižší, pracujeme ve své analýze s modifikovaným měřítkem hospodářské soutěže:

$$\text{Hospodářská soutěž} = -100 \log(\text{Podíl pěti největších bank} / 100).$$

Vyšší hodnota takto transformované proměnné značí vyšší míru hospodářské soutěže. Potenciální efekt hospodářské soutěže je ale překvapivě dvojznačný. Vyšší míra soutěže pravděpodobně docílí zlepšení efektivity bank, tedy i nižší pravděpodobnost nutnosti finanční pomoci ze strany státu, a tudíž i nižší míru státního rizika. Zároveň ale může vyšší míra hospodářské soutěže donutit banky účastnit se rizikovějších projektů, které mohou vést k jejich vyšší rizikovosti a tedy vyšší míře státního rizika. Rozvoj bankovního sektoru, ale i jednotlivých bank, nezávisí v tržní ekonomice na vládní konfiguraci, tudíž lze považovat míru hospodářské soutěže za exogenní vůči míře státního rizika.

Provedli jsme kontrolu multikolinearity mezi proměnnými charakterizujícími sektorovou výkonnost (viz Příloha tabulka A.1). Podobně jako v případě systémových proměnných jsou úrovně korelace mezi jednotlivými proměnnými různorodé napříč zeměmi. V žádné podskupině či období multikolinearita nepředstavuje překážku pro efektivitu našich odhadů.

2.4 Souhrnné statistiky

V tabulce 1 představujeme souhrnné statistiky pro dvě závisle proměnné a šest nezávisle proměnných; dále uvádíme frekvenci dat, počet pozorování a procento chybějících dat. Souhrnné statistiky jsou zveřejněny pro všechny země z našeho souboru dat a dále pro podskupiny starých a nových členských zemí EU. Používáme složené proměnné nebo podíly a jsme schopni zamítnout hypotézu jednotkového kořene pro jednotlivé časové řady. Rovněž bereme v potaz testovaný strukturální zlom, který vykazují řady v roce 2008. Detaily uvádíme v sekci 4.

Na základě statistik uvedených v tabulce 1 obsahujících měřítka státního rizika konstatujeme, že náš soubor dat obsahuje jak velmi rizikové, tak velmi bezpečné země – takto lze charakterizovat především skupinu původních členských zemí EU. Nové země EU jsou v průměru o něco rizikovější než původní členské státy.

Co se týče proměnných charakterizujících bankovní sektor, existují mezi původními a novými členskými státy EU podstatné rozdíly. Hospodářská soutěž je nejintenzivnější v původních zemích EU, zatímco nové členské země mají v průměru méně konkurenční bankovní sektory. Rozdělení podílu nesplácených půjček během krize je rozprostřeno rovnoměrně napříč EU. Míra využití bankovního sektoru je vysoká zejména v nových členských státech, i když některé původní země mají taktéž vysokou míru využití. Zásadní rozdíl mezi oběma skupinami zemí představuje poměr úvěrů vůči HDP, který je vysoký zejména v původních zemích EU. Přestože nové členské země pozvolna míří

ke srovnatelné úrovni, dostupnost úvěrů je stále nižší než v původních členských zemích, což dokumentuje také Bahadir a Valev (2017). Celkově lze říci, že bankovní sektor je v nových členských zemích méně rozvinutý co do míry hospodářské soutěže a dostupnosti úvěrů.

Tabulka 1 | Popisné statistiky

Panel 1a	Všechny země								
	Min	Max	Průměr	AK	Frekvence	Počet pozorování	Chybějící data (%)		
Spread výnosu dluhopisů	−1,19	21,00	1,29	0,68	čtvrtletní	874	21		
CDS	0,06	149,04	4,69	0,43	čtvrtletní	641	42		
Míra hospodářské soutěže	0,83	166,36	57,89	0,70	roční	420	14		
Nesplácené půjčky (%)	0,08	52,60	5,71	0,79	roční	411	15		
Míra proniknutí (%)	2,47	99,00	39,22	0,64	roční	397	18		
TBA/HDP (%)	1,38	134,43	14,52	0,90	čtvrtletní	941	15		
Kredit /HDP, (%)	25,40	405,10	89,26	0,84	čtvrtletní	876	22		
Poměr kapitálové přiměřenosti (CAR)	2,00	15,50	7,00	0,62	roční	426	12		
Panel 1b	Původní členské země				Nové členské země				
	Min	Max	Průměr	AK	Min	Max	Průměr	AK	
Spread výnosu dluhopisů	−1,19	21,00	0,67	0,68	−1,09	9,14	2,33	0,68	
CDS	0,06	149,04	5,59	0,45	0,47	4,18	1,49	0,34	
Míra hospodářské soutěže	6,12	166,36	68,90	0,73	0,83	83,54	44,60	0,63	
Nesplácené půjčky (%)	0,08	33,78	3,91	0,82	0,20	52,60	7,50	0,80	
Míra proniknutí (%)	2,47	83,48	25,46	0,71	18,84	99,00	70,94	0,54	
TBA/HDP (%)	1,70	21,36	9,91	0,89	1,38	38,47	10,80	0,95	
Kredit /HDP, (%)	33,60	405,10	99,04	0,88	25,40	115,90	58,51	0,84	
Poměr kapitálové přiměřenosti (CAR)	2,70	12,67	5,72	0,69	2,00	15,50	9,00	0,52	

Poznámka: Ve sloupci AK uvádíme autokorelaci proměnných. Jedná se o mediánovou autokorelaci prvního řádu přes všechny země ve skupině.

Zdroj: vlastní zpracování

V neposlední řadě taktéž testujeme přítomnost endogenity v proměnných charakterizujících kvalitu bankovního sektoru vůči dvěma měřítkům rizika. Používáme Hausmanův test (Hausman, 1978), který hodnotí konzistenci odhadu (model panelových dat

odhadovaný za použití metody nejmenších čtverců) v porovnání s alternativním odhadem (založeným na principu instrumentální proměnné), který je konzistentní, ale méně efektivní. Jako instrumenty používáme zpožděné endogenní proměnné se zpožděním o jedno období.⁵ Výsledky Hausmanova testu ukazují, že známky endogenity existují téměř výhradně v předkrizovém období a že se týkají pouze míry rizika založené na CDS. Tyto výsledky z větší části korespondují se vztahy mezi proměnnými naznačenými v sekcích 2.2 a 2.3 a podtrhují tak užitečnost našich výsledků.

3. Metodologický přístup

3.1 Specifikace modelu

Cílem naší analýzy je zkoumat efekty systémových proměnných a faktorů charakterizujících bankovní sektor na míru státního rizika. Zároveň uvažujeme změny týkající se bankovního sektoru v důsledku globální finanční krize.

Uvažujeme dva regresní modely pro státní riziko (SR), jelikož (i) chceme odděleně odhadovat efekty pro systémové a sektorově specifické proměnné a (ii) zároveň chceme odhadovat modely s malým počtem vysvětlujících proměnných (parsimonious models), a zabránit tak ztrátě statistické významnosti.

První model pro systémové proměnné lze zapsat následovně:

$$SR_{i,t} = \alpha_i + \beta TBA_{i,t} + \gamma HLOUBKA_{i,t} + \delta PRONIKNUTÍ_{i,t} + e_{i,t}, \quad (1)$$

kde α_i je fixní efekt země i , TBA (total bank assets) je poměr celkových aktiv bank vůči HDP, $HLOUBKA$ je celkový objem úvěrů vůči HDP, a $PRONIKNUTÍ$ je míra proniknutí zahraničních bank na domácí bankovní trh; e_{it} je obvyklý chybový člen.

Druhý regresní model pro proměnné specifické pro bankovní sektor lze uvést jako:

$$SR_{i,t} = \alpha_i + \beta NP_{i,t} + \gamma CAR_{i,t} + \delta SOUTĚŽ_{i,t} + u_{i,t}, \quad (2)$$

kde α_i je fixní efekt země i , NP je podíl nesplacených půjček na celkových půjčkách, CAR (capital adequacy ratio) je rizikově vážený poměr kapitálové přiměřenosti a $SOUTĚŽ$ je míra hospodářské soutěže v bankovním sektoru; u_{it} je obvyklý chybový člen.

3.2 Metoda odhadu

Jak již bylo zmíněno v sekci 3, naším cílem bylo vytvořit obsáhlý a informativní soubor dat. Přes veškerou snahu některá data chybí nebo jsou spojena s určitým stupněm nejistoty v důsledku například heterogenity mezi zeměmi. I přesto lze za těchto podmínek

5 Nulová hypotéza znamená absenci endogenity ve vysvětlující proměnné vůči vysvětlované proměnné (míra státního rizika). Výsledky Hausmanova testu jsou následující. Nulovou hypotézu jsme zamítli pro CAR , hospodářskou soutěž, TBA a hloubku trhu (v předkrizovém období) a míru proniknutí zahraničních bank na domácí trh (v pokrizovém období) vzhledem k měřítku státního rizika založenému na CDS. Nezamítli jsme nulovou hypotézu, a tím pádem nenašli přítomnost endogenity žádné vysvětlující proměnné vůči míře státního rizika založené na výnosu vládních dluhopisů.

docílit konzistentních odhadů. Podle relevantní literatury na toto téma (Daniels a Hogan, 2014; Gelman *et al.*, 2014) jsme se rozhodli s těmito nedostatky vypořádat zapojením bayesovské techniky popsané níže.

Oba regresní modely odhadujeme na panelu dat s fixními efekty pro jednotlivé země tak, abychom ošetřili veškerou možnou zbývající endogenitu, ačkoli jsou naše nezávisle proměnné obecně exogenního charakteru ve vztahu k míře státního rizika, jak o tom pojednává sekce 3.4. Dále oba modely odhadujeme odděleně pro období před globální finanční krizí (před rokem 2008) a pro období po tomto roce – motivem je existence testem prokázaného strukturálního zlomu. Odhady provádíme vždy pro určitou skupinu zemí podle rozdělení v tabulce 1.

Samotný odhad je proveden za předpokladu, že data chybí náhodně. V našem případě je takový předpoklad rozumný, protože důvod nedostupnosti dat spočívá v idiosynkratických rysech sběru dat národními statistickými úřady a není tak jakkoli spojený se skutečnou hospodářskou situací panující v konkrétních zemích. Bayesovský způsob odhadu na panelových datech představuje z hlediska výpočtů efektivní nástroj pro odhad našich modelů, neboť zaručuje korektnost celého procesu a konzistentnost koeficientů (Daniels a Hogan, 2014), jakož i správně kvantifikuje efekt nejistoty (Gelman *et al.*, 2014). V neposlední řadě také mohou být bayesovské posteriorní intervaly interpretovány jako klasické konfidenční intervaly spojené se získanými odhady koeficientů.

Odhady provádíme rozšířením obvyklého Gibbsova výběrového algoritmu pro model pracující s panelovými daty s iteracemi, které vybírají z podmíněného rozdělení chybějících dat. Konkrétně při samotných odhadech používáme normálně-Wishartovu neinformativní apriorní funkci.⁶ Pro získání posteriorního rozdělení rozšiřujeme obvyklý Gibbsův výběrový algoritmus o iterace, které berou v potaz chybějící data (více např. Greenberg 2008, kapitola 9, pro detaily o algoritmu, nebo Daniels a Hogan 2014). V níže uvedených specifikacích je D_{obs} množina pozorovaných (obs: observed) dat, D_{mis} množina chybějících (mis: missing) dat a θ vektor parametrů. Gibbsův výběrový algoritmus je pak založen na následujících iteracích:

$$\theta^{(g)} \sim F(\theta | D_{mis}^{(g-1)}, D_{obs})$$

$$D_{mis}^{(g)} \sim G(D_{mis} | \theta^{(g)}, D_{obs}),$$

kde F je podmíněné rozdělení parametrů za podmínky kompletnosti dat a G je pak podmíněné rozdělení chybějících dat, vezmeme-li v úvahu parametry a pozorovaná data.⁷

6 Použití neinformativní apriorní funkce znamená, že ve vyváženém panelu bez chybějících dat bude posteriorní střední hodnota rovna odhadům metodou nejmenších čtverců s fixními efekty.

7 Naše odhady jsou založeny na 4 000 iteracích, z nichž opomíjíme prvních 1 000. Výpočty byly provedené v Matlabu (verze 2015b) za použití kódu vyvinutých Brůhou *et al.* (2015). Ty jsou dostupné na požádání. Distribuci pro chybějící data předpokládáme normální se střední hodnotou a rozptylem odpovídajícím normálnímu rozložení pro chybějící data podmíněnému pozorovanými daty a parametry. Předpoklad normálního rozložení umožňuje odvodit tyto momenty v uzavřeném tvaru.

4. Empirické výsledky

Výsledky pro obě měřítka státního rizika jsou uvedené v tabulkách 2 a 3. Jejich vztahy s proměnnými charakterizujícími bankovní sektor se liší v období před rokem 2008 a po něm, jakož i napříč různými skupinami zemí. Přesto lze některé závěry dostatečně generalizovat.

Tabulka 2 | Výsledky odhadu pro spread výnosu ze státních dluhopisů

	Všechny země	Původní země EU	Jádru EU	Periférie	Nové země EU	Visegrádská pětka	Baltské státy	Balkánské země
Období vzorku: před 2008								
TBA	−0,063	−0,086	−0,024	−0,102	−0,018	−0,076	0,070	−7,340
Hloubka	0,004	0,004	0,005	0,004	−0,010	−0,020	0,058	0,099
Proniknutí	−0,005	−0,001	−0,002	−0,009	−0,025	−0,032	−0,053	−0,020
Období vzorku: po 2008								
TBA	0,022	−0,080	0,083	−0,158	0,195***	0,311*	0,046	−0,823
Hloubka	0,086***	0,043***	0,012	0,203***	0,154***	0,025	0,340***	0,200**
Proniknutí	0,023	0,001	0,020	0,036	0,036	0,014	−0,157	−0,019
Období vzorku: před 2008								
Nesplacené půjčky	0,118***	0,109	−0,035	0,099	0,119***	0,109***	0,290	−0,166
CAR	0,016	−0,037	−0,089	0,108	0,102	−0,071	0,044	0,305
Hospodářská soutěž	−0,002	0,000	0,027	0,003	0,002	−0,019	0,050	0,025
Období vzorku: po 2008								
Nesplacené půjčky	0,189***	0,269***	0,150	0,351***	0,181***	0,118	0,366***	−0,020
CAR	−0,599***	−0,719***	−0,049	−2,428***	−0,513***	0,037	−0,668***	−0,130
Hospodářská soutěž	−0,001	0,019	0,006	0,018	−0,035	0,068	−0,108*	0,004

Poznámka: V tabulce uvádíme posteriorní střední hodnoty. Symboly ***, **, a * znamenají, že 99, 95, a 90 procent posteriorních konfidenčních intervalů neobsahuje nulu. Bayesovské posteriorní intervaly konvergují ve velkých vzorcích ke klasickým konfidenčním intervalům. Z toho plyne, že symboly ***, **, a * jsou interpretovány jako konvenční statistické významnosti na úrovni 1, 5 a 10 procent

Zdroj: vlastní zpracování

V tabulkách 2 a 3 jsou obsaženy posteriorní střední hodnoty a je taktéž vyznačeno, zdali posteriorní konfidenční intervaly obsahují nulu. Tímto způsobem se držíme konvence v literatuře a zveřejňujeme statistickou významnost svých výsledků, neboť je známo, že pro neinformativní apriorní rozdělení (což je náš případ) bayesovské posteriorní intervaly konvergují ke klasickým konfidenčním intervalům (detaily lze nalézt v Gelmanovi *et al.*, 2014).

Tabulka 3 | Výsledky odhadu pro swap úvěrového selhání (CDS)

	Všechny země	Původní země EU	Jádro EU	Periférie	Nové země EU	Visegrádská pětka
Období vzorku: před 2008						
TBA	−0,004	−0,000	0,001	0,004	0,000	0,000
Hloubka	0,000	0,000	0,003	0,001	0,004	0,005
Proniknutí	0,010	0,006	0,003	0,004	0,003	0,003
Období vzorku: po 2008						
TBA	−6,458***	−9,068***	0,159	−8,821***	0,212	0,224
Hloubka	0,882***	1,041***	−0,035	1,046***	0,059	0,060
Proniknutí	−1,430***	−1,901***	0,028	−5,175***	0,007	0,009
Období vzorku: před 2008						
Nesplacené půjčky	−0,005	−0,003	−0,002	0,012	0,001	0,001
CAR	0,036	0,030	0,034	0,011	0,000	0,000
Hospodářská soutěž	−0,000	−0,000	−0,000	0,001	0,002	0,002
Období vzorku: po 2008						
Nesplacené půjčky	3,554***	3,812***	0,164	6,130***	0,199*	0,195*
CAR	−5,347***	−5,881***	−0,112	−11,401***	−0,256	−0,245
Hospodářská soutěž	−0,322***	−0,277***	−0,000	0,222***	0,075	0,077

Poznámka: V tabulce uvádíme posteriorní střední hodnoty. Symboly ***, **, a * znamenají, že 99, 95, a 90 procent posteriorních konfidenčních intervalů neobsahuje nulu. Bayesovské posteriorní intervaly konvergují ve velkých vzorcích ke klasickým konfidenčním intervalům. Z toho plyne, že symboly ***, **, a * jsou interpretovány jako konvenční statistické významnosti na úrovni 1, 5 a 10 procent. Koefficienty chybí pro některé skupiny zemí a období, neboť CDS data nejsou dostupná.

Zdroj: vlastní zpracování

Co se týče našich závisle proměnných, spread výnosu ze státních dluhopisů je jedním z nejčastěji používaných měřitek státního rizika. Přesto jsou ale koeficienty spojené s indikátory kvality bankovního sektoru převážně nevýznamné, což limituje možnost širšího zhodnocení (tabulka 2). Výsledky pro měřítko založené na CDS jsou uvedené v tabulce 3 – nedostatek statistické významnosti v období před krizí bohužel znemožňuje porovnání s obdobím po krizi.

4.1 Systémové proměnné a státní riziko

Z proměnných charakterizujících systémové postavení bankovního sektoru v jednotlivých zemích je míra proniknutí zahraničních bank na domácí trh v jistých případech spojena s nižší mírou státního rizika. U měřítka založeného na dluhopisech jsou

koeficienty statisticky nevýznamné (tabulka 2) a přesvědčivější výsledky nabízí až ukazatel na základě CDS (tabulka 3) v pokrizovém období. Je patrné, že celkově a pro původní členské země EU je vyšší míra působení zahraničních bank spojená s nižší mírou státního rizika. V periferních zemích ze skupiny původních členských států EU lze z vysokého, záporného a statisticky významného koeficientu interpretovat, že přítomnost zahraničních bank může být v takovém případě považována za jistou formu záruky. Na druhou stranu je otázkou, proč je koeficient pro jádrové země EU kladný a nesignifikantní. Možným vysvětlením je skutečnost, že míra působení zahraničních bank v těchto zemích zachycuje postupnou expanzi velkých evropských bank s cílem rozšířit své pole působnosti po celé Evropě. V tomto případě pak stěží můžeme mluvit o zvýšené míře proniknutí zahraničních bank v pravém slova smyslu.

Velikost bankovního sektoru neposkytuje žádné závěry pro předkrizové období z důvodu statistické nevýznamnosti koeficientů. V období po krizi pak dostáváme následující obraz. Pro původní členské státy je koeficient záporný, a tudíž implikující nižší míru státního rizika měřeného pomocí CDS (tabulka 3). Opak lze vyčíst z tabulky 2 pro nové členské země EU na základě ukazatele založeného na výnosech dluhopisů. Vysvětlení je možné podat pro obě zjištění. Pro původní členské státy EU nebylo nebezpečí vynucené finanční pomoci vnímáno trhy jako příliš závažné, a tak indikátor vyjadřující velikost odvětví zůstal nadále pouhým sdělením o relativní významnosti bankovního sektoru pro danou ekonomiku. Naproti tomu pro nové členské státy EU lze kladné znaménko koeficientu spojit s vnímáním velikosti sektoru jako horní meze pro případnou finanční pomoc. Celkově ale nejsou výsledky pro CAB příliš kompletní a nelze ani podat závěr o srovnání situace před krizí a po ní.

Hloubku bankovního sektoru (měřenou prostřednictvím objemu úvěrů bank poskytovaných soukromé sféře vůči HDP) nelze v období před krizí hodnotit z důvodu statistické nevýznamnosti koeficientů. Obecně ale v období po krizi hloubka bankovního sektoru koreluje s vyšší mírou státního rizika, což ukazují srovnatelné výsledky pro obě měřítka (tabulky 2 a 3). Toto zjištění hovoří ve prospěch argumentu, že hloubka sektoru představuje vyšší závislost na úvěrech v porovnání s dalšími zdroji financování. Tato závislost se promítá do potenciálně vyšší zranitelnosti bank, což vyvolává vyšší míru státního rizika.

4.2 Proměnné charakterizující výkonnost bankovního sektoru a státní riziko

Rizikovitost bankovního sektoru, charakterizovanou nesplácenými půjčkami, lze považovat z hlediska empirických výsledků za jednoznačně nejdůležitější proměnnou specifickou pro bankovní sektor. Je to proto, že je spojena se zvýšenou mírou státního rizika u obou používaných měřitek, u různých podskupin zemí a do jisté míry i v obou relevantních obdobích – před krizí a po ní. Ekonomický dopad měřítka nesplácených půjček je poměrně malý pro ukazatel spreadu výnosu dluhopisů (tabulka 2). Naproti tomu pro měřítko založené na CDS jsou koeficienty vysoké (tabulka 3) a vykazují největší efekt v období po krizi. Tento indikátor tak ve výsledku poskytuje poměrně jasné sdělení:

Zvýšení rezerv pro úvěrové ztráty v důsledku nárůstu objemu nesplácených půjček zásadním způsobem ovlivňuje rizikovost bank a zároveň nezpochybnitelně signalizuje vyšší míru státního rizika. V konečném důsledku se tak může hospodářství potýkat s dvojitou krizí: bankovní – neboť zvýšení rezerv pro úvěrové ztráty může být prvním signálem hlubších problémů – a taktéž dluhovou, protože v důsledku potíží bank může začít být aktuální otázka věřitele poslední instance.

Stabilita bankovního sektoru (měřená poměrem kapitálové přiměřenosti CAR) konzistentně vykazuje snižující efekt vzhledem k státnímu riziku pro obě měřítka v období po krizi (tabulky 2 a 3). Toto zjištění poukazuje na skutečnost, že trh hodnotí tento nástroj jako prospěšný pro stabilitu odvětví, což se následně odráží i v hodnocení státního rizika. Otázkou zůstává, jaká je optimální výše poměru kapitálové přiměřenosti. Ratnovski (2015) uvádí, že může dosahovat až 18 %. Na druhou stranu je ale možné, že od určité výše může tento ukazatel sice zajišťovat stabilitu bank, ale zároveň natolik zvyšovat jejich rizikovost, že celkový dopad na míru státního rizika je záporný.

Výsledky týkající se míry hospodářské soutěže nejsou příliš informativní. Koeficienty pro měřítko založené na spreadu výnosu ze státních dluhopisů jsou nevýznamné (tabulka 2). Možnost interpretovat výsledky pro měřítko založené na CDS je omezena pouze na období po krizi, avšak výsledky hovoří ve prospěch snížení státního rizika vlivem vyšší míry hospodářské soutěže (tabulka 3); výjimku tvoří periferní země ze skupiny původních členských států EU. Celkově lze hovořit o situaci, kdy vyšší míra hospodářské soutěže reflektuje v období po krizi vyšší efektivitu prostředí, i když na periférii EU se banky po roce 2008 zřejmě začaly pouštět do rizikovějších projektů. Kombinace výsledků pro vyšší míru proniknutí zahraničních bank a vyšší míry hospodářské soutěže naznačuje, že diverzifikovaná sktruktura odvětví je zřejmě prospěšná co do nižší míry státního rizika.

Shrnutí

V tomto článku se zabýváme doposud nepříliš zkoumanou otázkou vztahu kvality bankovního sektoru a státního rizika. Výzkum provádíme na datech států a bankovních sektorů zemí EU mezi lety 1999–2014, čímž do své analýzy zahrnujeme období spojené s procesem evropské (finanční) integrace, globální finanční krize a evropské dluhové krize.

Používáme dvě tržní měřítka státního rizika: spread výnosu dlouhodobých (desetiletých) státních dluhopisů a spread swapů úvěrového selhání (CDS) ze státních dluhopisů. Dále pracujeme s mnoha systémovými proměnnými a faktory specifickými pro bankovní sektor, které mohou mít na základě teorie či empirického pozorování vliv na míru státního rizika. Jelikož náš soubor dat obsahuje chybějící položky, volíme pro odhad svých modelů bayesovskou metodu pro panelová data, neboť ta zajišťuje konzistentnost koeficientů a korektnost odhadu (Daniels a Hogan, 2014), jakož i správně kvantifikuje efekt nejistoty (Gelman *et al.*, 2014). Samotný odhad provádíme modifikací obvyklého Gibbsova výběrového algoritmu pro model s panelovými daty, při nichž jsou jednotlivé iterace brány z podmíněného rozdělení chybějících dat.

Velké množství výsledků shrnujeme podle převažujícího efektu na státní riziko a stabilitu. Co se týče zvýšené míry státního rizika, rizikovost bankovního sektoru charakterizovaná ukazatelem nesplácených půjček, je v tomto ohledu proměnnou specifickou pro bankovní sektor s nejvýznamnějším dopadem. Lze tvrdit, že zvýšení objemu nesplácených půjček předjímá zvýšení míry státního rizika a zároveň je souběžně spojeno s výskytem bankovní a dluhové krize. Jako další jsme analyzovali vliv hloubky bankovního sektoru – reprezentované dostupným objemem úvěrů soukromé sféry. Ukazuje se, že vyšší míra tohoto ukazatele koreluje s vyšší mírou státního rizika, ale efekt je ekonomicky nevýznamný a výsledky nejsou příliš průkazné, protože není možné učinit srovnání se situací před krizí. Lze nicméně argumentovat, že vyšší závislost na úvěrech se zřejmě promítá do zhoršené pozice bank ve smyslu potenciální finanční pomoci, kterou by jim musel stát poskytnout.

Výsledky týkající se celkových aktiv bank jsou nekonzistentní – lze říci, že efekt se liší pro nové (vyšší míra státního rizika) a původní členské země EU (nižší míra státního rizika).

Pokles míry státního rizika lze charakterizovat následujícími měřítky. Poměr kapitálové přiměřenosti, který dává informaci o stabilitě sektoru, lze vnímat jako příhodný nástroj pro zajištění stability odvětví, neboť se kladně projevuje v ohodnocení státního rizika. Vyšší míra proniknutí zahraničních bank na domácí trh je spojena převážně s nižší mírou státního rizika v pokrizovém období pro původní členské státy EU; v případě ostatních skupin zemí nejsou zjištění průkazná. Podobný obrázek poskytuje míra hospodářské soutěže. Její zvýšení je spojeno se sníženou mírou státního rizika v pokrizovém období, ale jen v případě celého vzorku zemí. Přesto lze do jisté míry hovořit o příznivém efektu hospodářské soutěže na efektivitu bankovního sektoru a státní riziko.

Obecně lze na základě našich výsledků konstatovat, že nižší kvalita bankovního sektoru je spojena se zvýšenou mírou státního rizika. Naše výsledky plně rezonují se zásadními poznatky v jiných oborech ekonomie. Konkrétně, diverzifikování struktury bankovního sektoru ve smyslu (i) vyšší míry působení zahraničních bank v odvětví a (ii) vyšší míry konkurence je prospěšné pro stabilitu odvětví, jelikož je spojené s nižší mírou státního rizika.

Příloha

Tabulka A.1 | Mediánová korelace mezi vysvětlujícími proměnnými

Období: před rokem 2008	Všechny země	Staré členské země	Nové členské země
corr(TBA,hloubka)	0,15	0,24	−0,24
corr(TBA,proniknutí)	0,02	0,23	0,28
corr(hloubka,proniknutí)	−0,30	0,02	−0,35
Podmíněné číslo	19,56	38,50	9,90
Období: po roce 2008	Všechny země	Staré členské země	Nové členské země
corr(TBA,hloubka)	0,37	0,50	0,08
corr(TBA,proniknutí)	−0,14	−0,14	0,08
corr(hloubka,proniknutí)	−0,26	0,00	−0,31
Podmíněné číslo	19,39	32,55	13,95
Období: před rokem 2008	Všechny země	Staré členské země	Nové členské země
corr(nesplacené půjčky,CAR)	0,02	−0,38	−0,19
corr(nesplacené půjčky,soutěž)	0,12	−0,10	0,22
corr(CAR,soutěž)	0,01	0,58	−0,42
Podmíněné číslo	5,40	15,05	10,30
Období: po roce 2008	Všechny země	Staré členské země	Nové členské země
corr(nesplacené půjčky,CAR)	0,00	−0,48	−0,26
corr(nesplacené půjčky,soutěž)	−0,03	−0,24	−0,01
corr(CAR,soutěž)	−0,10	0,51	−0,31
Podmíněné číslo	6,15	15,84	10,08

Poznámka: Korelace mezi vysvětlujícími proměnnými není vysoká a podmíněné číslo příslušné matice nabývá hodnot, které neohrožují numerickou stabilitu výsledků.

Literatura

- Acharya, V. V., Drechsler, I., Schnabl, P. (2014). A Pyrrhic Victory? Bank Bailouts and Sovereign Credit Risk. *The Journal of Finance*, 69(6), 2689–2739, <https://doi.org/10.1111/jofi.12206>
- Adrian, T., Shin, H. S. (2009). Money, Liquidity, and Monetary Policy. *American Economic Review*, 99(2), 600–605, <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.600>

- Ang, A., Longstaff, F. A. (2013). Systemic Sovereign Credit Risk: Lessons from the US and Europe. *Journal of Monetary Economics*, 60(5), 493–510, <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.04.007>
- Augustin, P., Subrahmanyam, M. G., Tang, D. Y., Wang, S. Q. (2014). Credit Default Swaps: A Survey. *Foundations and Trends in Finance*, 9(1–2), 1–196, <https://doi.org/10.1561/05000000040>
- Bahadir, B., Valev, N. (2017). Catching up or Drifting Apart: Convergence of Household and Business Credit in Europe. *International Review of Economics & Finance*, 47, 101–114, <https://doi.org/10.1016/j.iref.2016.10.006>
- Beirne, J., Fratzscher, M. (2013). The Pricing of Sovereign Risk and Contagion During the European Sovereign Debt Crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34, 60–82, <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.11.004>
- BIS (2001). *The New Basel Capital Accord: an Explanatory Note*. Basel: Bank for International Settlements. Dostupné z: <https://www.bis.org/publ/bcbcsa01.pdf>
- Brůha, J., Brůhová-Foltýnová, H., Píša, V. (2015). Motor Fuel Taxation in Central Europe and International Tax Competition: Simulation of Motor Fuel Tax Harmonization, in Kreiser, L., ed., *Carbon Pricing: Design, Critical Issues in Environmental Taxation*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, pp. 159–174. ISBN 978-17-853-6022-0, <https://doi.org/10.4337/9781785360237.00023>
- Campolongo, F., Marchesi, M., De Lisa, R. (2011). The Potential Impact of Banking Crises on Public Finances. *OECD Journal: Financial Market Trends*, 2(23), 73–84, <https://doi.org/10.1787/fmt-2011-5k9cswn0nhbr>
- Caporin, M., Pelizzon, L., Ravazzolo, F., Rigobon, R. (2015). *Measuring Sovereign Contagion in Europe*. SAFE. Working Paper No. 103., <https://doi.org/10.2139/ssrn.2606508>. Dostupné z: <http://ssrn.com/abstract=2606508>
- Correa, R., Lee, K-H., Sapriza, H., Suarez, G. (2014). Sovereign Credit Risk, Banks' Government Support, and Bank Stock Returns around the World. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(s1), 93–121, <https://doi.org/10.1111/jmcb.12080>
- Claessens, S., van Horen, N. (2014). Foreign Banks: Trends, Impact and Financial Stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(s1), 295–326, <https://doi.org/10.1111/jmcb.12092>
- Daniels, M. J., Hogan, J. W. (2014). Bayesian Methods, in Molenberghs, G., Fitzmaurice, G., Kenward, M. G., Tsiatis, A., Verbeke, G., eds., *Handbook of Missing Data Methodology*. London: Chapman and Hall/CRC, pp. 91–116. ISBN 978-1-439-85461-7.
- De Haas, R., Ferreira, D., Taci, A. (2010). What Determines the Composition of Banks' Loan Portfolios? Evidence from Transition Countries. *Journal of Banking & Finance*, 34(2), 388–398, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.08.005>
- European Commission (2012). *Facts and Figures on State Aid in the EU Member States*. Brusel: European Commission. Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=SWD:2012:0443:FIN:EN:PDF>
- Fink, G., Haiss, P. R., Orlowski, L. T., Salvatore, D. (1998). Central European Banks and Stock Exchanges: Capacity Building and Institutional Development. *European Management Journal*, 16(4), 431–446, [https://doi.org/10.1016/s0263-2373\(98\)00020-6](https://doi.org/10.1016/s0263-2373(98)00020-6)
- Frenkel, M., Karmann, A., Scholtens, B. (2004). *Sovereign Risk and Financial Crises*. Berlin/Heidelberg: Springer. ISBN 978-3-642-06080-9.
- Gätjen, R., Schienle, M. (2015). *Measuring Connectedness of Euro Area Sovereign Risk*. SFB 649. Discussion Paper No. 2015-019. Dostupné z: <http://edoc.hu-berlin.de/series/sfb-649-papers/2015-19/PDF/19.pdf>

- Gelman, A., Carlin, J., Stern, H., Dunson, D., Vehtari, A., Rubin, D. (2014). *Bayesian Data Analysis*. Boca Raton, Florida: CRC Press. ISBN 978-1439840955.
- Gerlach, S., Schulz, A., Wolff, G. B. (2010). *Banking and Sovereign Risk in the Euro Area*. CEPR. Discussion Paper 7833. Dostupné z: <http://econpapers.repec.org/paper/cprceprdp/7833.htm>
- Gómez-Puig, M., Sosvilla-Rivero, S., Singh, M. K. (2015). *Sovereigns and Banks in the Euro Area: a Tale of Two Crises*. Research Institute of Applied Economics. Working Paper 2015/04 1/52. Dostupné z: http://www.ub.edu/irea/working_papers/2015/201504.pdf
- Greenberg, E. (2008). *Introduction to Bayesian Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press. ISBN 978-0-521-85871-7.
- Hallerberg, M., Wolff, G. B. (2008). Fiscal Institutions, Fiscal Policy and Sovereign Risk Premia in EMU. *Public Choice*, 136(3–4), 379–396, <https://doi.org/10.1007/s11127-008-9301-2>
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271, <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Heinz, F. F., Sun, Y. (2014). *Sovereign CDS Spreads in Europe: The Role of Global Risk Aversion, Economic Fundamentals, Liquidity, and Spillovers*. IMF. Working Paper No. 14/17. Dostupné z: <https://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=41285.0>, <https://doi.org/10.5089/9781484393017.001>
- Klinger, T., Teplý, P. (2016). The Nexus between Systemic Risk and Sovereign Crises. *Czech Journal of Economics and Finance*, 66(1), 50–69.
- Komárková, Z., Dingová, V., Komárek, L. (2013). Fiskální udržitelnost a finanční stabilita. *Zpráva o finanční stabilitě*, 104–113.
- Mehrez, G., Kaufmann, D. (2000). *Transparency, Liberalization, and Banking Crisis*. World Bank. Policy Research Working Paper No. 2289. Dostupné z: <https://ssrn.com/abstract=258976>, <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2286>
- Poghosyan, T. (2014). Long-run and Short-run Determinants of Sovereign Bond Yields in Advanced Economies. *Economic Systems*, 38(1), 100–114, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2013.07.008>
- Ratnovski, L. (2015). How Much Capital Should Banks Have? in Danielsson, J., ed., *Post-Crisis Banking Regulation*. London: CEPR Press, pp. 65–72. Centre for Economic Policy Research. ISBN 978-1-907142-83-3.
- Reichlin, L. (2014). Monetary Policy and Banks in the Euro Area: The Tale of Two Crises. *Journal of Macroeconomics*, 39, 387–400, <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.09.012>
- Remolona, E. M., Scatigna, M., Wu, E. (2008). The Dynamic Pricing of Sovereign Risk in Emerging Markets: Fundamentals and Risk Aversion. *The Journal of Fixed Income*, 17(4), 57–71, <https://doi.org/10.3905/jfi.2008.705542>