MENDELOVA UNIVERZITA V BRNĚ
PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA

Úvěrové omezení firem v souvislostech nerovnováhy na úvěrovém trhu v průběhu finanční krize

Disertační práce

Vedoucí práce
doc. Ing. Svatopluk Kapounek, Ph.D

Vypracoval
Mgr. Petr Koráb, BA (Hons)

Brno 2015

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval svému školiteli Svatoplukovi Kapounkovi za trpělivost, cenné rady a přátelský přístup v průběhu mého doktorského studia a při vedení této disertační práce. Děkuji Jitce Poměnkové za pomoc s empirickými analýzami, Jarkovi Fidrmucovi za zpětnou vazbu k empirickým analýzám, Peterovi Huberovi, Christianovi Glockerovi a Werneru Holzelovi za cenné rady v průběhu juniorského projektu na institutu WIFO a všem kolegům na Provozně ekonomické fakultě Mendelovy univerzity, kteří mi pomohli tuto práci napsat.

Děkuji svým přátelům za podporu v průběhu doktorského studia a svým rodičům za zázemí v průběhu dokončování disertační práce.

Největší díky patří Martině Agwi za podporu, ochotu a trpělivost, kterou mi věnovala.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem práci: **Úvěrové omezení firem v souvislostech nerovnováhy na úvěrovém trhu v průběhu finanční krize** vypracoval samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací.*

Jsem si vědom, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 20. 2. 2015 Mgr. Petr Koráb, BA (Hons)

Obsah

1. ÚVOD 6
2. CÍLE PRÁCE 11
3. METODIKA EMPIRICKÉ ANALÝZY 12
3.1. MODELY A INDEXY VYUŽITÉ PRO EMPIRICKOU ANALÝZU 12
3.1.1. Kaplan-Zingalesův index 12
3.1.1.1. Výpočet Tobinova Q pro kalkulaci Kaplan- Zingalesova indexu 14
3.1.2. Model nabídky a poptávky na úvěrovém trhu 15
3.2. POUŽITÉ METODY EMPIRICKÉ ANALÝZY 16
3.2.1. Neparametrický jádrový odhad 17
3.2.2. Rozklad Kaplan-Zingalesova indexu 21
3.2.3. Metoda maximální věrohodnosti na trhu v nerovnováze 21
3.2.3.1. Kointegrace časových řad 23
3.3. DATA A JEJICH TRANSFORMACE 25
4. ZÁKLADNÍ VÝCHODISKA PROBLÉMU ÚVĚROVÉHO OMEZENÍ FIREM 28
4.1. DŮVODY ÚVĚROVÉHO OMEZENÍ FIREM 28
4.2. ZDROJE FINANCOVÁNÍ FIREM V PRŮBĚHU FINANČNÍ KRIZE 29
4.3. PROBLÉM ZADŘENÍ ÚVĚRŮ (CREDIT CRUNCH) 30
4.4. ÚČINNOST NÁSTROJŮ HOSPODÁŘSKÉ POLITIKY VE VZTAHU K ŘEŠENÍ ZADŘENÍ ÚVĚRŮ 32
4.5. VZTAH ÚVĚROVÉHO A HOSPODÁŘSKÉHO CYKLU – TEORIE FINANČNÍHO AKCELERÁTORU 33
5. HLAVNÍ DŮSLEDKY FINANČNÍ KRIZE V EVROPSKÉ UNII 35
5.1. KOŘENY FINANČNÍ KRIZE A KANÁLY JEJÍHO ROZŠÍŘENÍ DO EVROPSKÉ UNIE 35
5.2. DOPAD FINANČNÍ KRIZE NA EKONOMIKY STÁTŮ EVROPSKÉ UNIE 38
5.3. MĚNOVĚ-POLITICKÁ A INSTITUCIONÁLNÍ OPATŘENÍ V SOUVISLOSTI S FINANČNÍ KRIZÍ 42
6. PŘEHLED METOD ANALÝZY ÚVĚROVÉHO OMEZENÍ 45
6.1. ANALÝZA DOTAZNÍKOVÝCH ŠETŘENÍ 45
6.2. REGRESNÍ MODELY A MODELY S DISKRÉTNÍ ZÁVISLOU PROMĚNNOU 45
6.3. MODELY TRŽNÍ NEROVNOVÁHY 46
6.4. IDENTIFIKACE ÚVĚROVÉHO OMEZENÍ POMOCÍ INDEXŮ A PROXY PROMĚNNÝCH 46
7. ANALÝZA ÚVĚROVÉHO OMEZENÍ MALÝCH A STŘEDNÍCH FIREM V EVROPSKÉ UNII 50
7.1. ANALÝZA ÚVĚROVÉHO OMEZENÍ FIREM VE STÁTECH V4 50
7.1.1. Popisné statistiky Kaplan-Zingalesova indexu firem ve státech V4 50
7.1.2. Identifikace úvěrového omezení firem ve státech V4 51
7.1.3. Rozklad Kaplan-Zingalesova indexu firem ve státech V4 58
7.2. ANALÝZA ÚVĚROVÉHO OMEZENÍ FIREM VE VYBRANÝCH STÁTECH EUROZÓNY 61
7.2.1. Popisné statistiky Kaplan-Zingalesova indexu firem ve státech Eurozóny 61
7.2.2. Identifikace úvěrového omezení firem ve vybraných státech Eurozóny 62
7.2.3. Rozklad Kaplan-Zingalesova indexu firem ve vybraných státech Eurozóny 69
7.3. DÍLČÍ ZÁVĚR 72
8. ANALÝZA NEROVNOVÁHY NA ÚVĚROVÉM TRHU V ŘECKU 74
8.1. TESTY STACIONARITY A KOINTEGRACE ČASOVÝCH ŘAD 74
8.2. IDENTIFIKACE DETERMINANTŮ NABÍDKY A POPTÁVKY PO ÚVĚRECH 75
8.3. IDENTIFIKACE EXISTENCE NEROVNOVÁHY NA ÚVĚROVÉM TRHU 76
8.4. DÍLČÍ ZÁVĚR 78
9. DISKUSE VÝSLEDKŮ 80
10. ZÁVĚR 86
11. LITERATURA 89
12. SEZNAM TABULEK 101
13. SEZNAM OBRÁZKŮ 102
14. PŘÍLOHY 103
15. SUMMARY 112

Seznam zkratek

ADF test	Rozšířený Dickey-Fullerův test (Augmented Dickey-Fuller test)
ČR	Česká republika
EBA	Evropský orgán pro bankovnictví (European Banking Authority)
ECB	Evropská centrální banka
EFSF	Evropský nástroj finanční stability (European Financial Stability Facility)
EIOPA	Evropský úřad pro pojišťovnictví a zaměstnanecké penzijní pojištění (European Insurance and Occupational Pensions Authority)
EMU	Evropská měnová unie
EONIA	Jednodenní mezibankovní úroková sazba v Eurozóně (Euro OverNight Index Average)
ESFS	Evropský systém finančního dohledu (European System of Financial Supervision)
ESM	Evropský stabilizační mechanismus
ESMA	Evropský úřad pro cenné papíry a trhy (Europan Securities and Markets
ESRB	Evropský úřad pro systémová rizika (European Systemic Risk Board)
EU	Evropská Unie
Euribor	Evropská mezibankovní nabídková sazba (Euro Interbank Offered Rate)
FED	Federální rezervní systém (Federal Reserve System)
G7	Sdružení 7 ekonomicky nejvyspělejších států světa
GMM	Zobecněná metoda pohybů (Generalized Method of Moments)
HDP	Hrubý domácí produkt
HP index	Handlock- Pierce index
IS-LM	makroekonomický model zobrazující vztah peněžního trhu a trhu zboží a služeb
KZ index	Kaplan- Zingalesův index
LM	křivka zobrazující rovnováhu na peněžním trhu
MMF	Mezinárodní měnový fond
NACE 2	Statistická klasifikace ekonomických činností (Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté européenne)
OLS	Metoda nejmenších čtverců (Ordinary Least Squares)
PIIGS	Skupina zemí zahrnující Portugalsko, Itálii, Irsko, Španělsko a Řecko
SAFE	Dotazníkové šetření o přístupu firem k financování (Survey on the Access to Finance of Enterprises)
USD	Americký dolar
V4	Státy tzv. Višegrádské skupiny – Polsko, Maďarsko, Česká republika a Slovensko
VECM	Vektorový model korekce chyb (Vector Error Correction Model)
WW index	Whited-Wu index

1. Úvod

Finanční krize v Evropské unii zasáhla ekonomiky členských států výrazným způsobem. Reálný hrubý domácí produkt států Evropské unie v roce 2009 meziročně poklesl o 4,4 % ve skupině států EU a o 4,5 % ve státech Eurozóny (Eurostat, 2015). V tomto smyslu lze dokonce hovořit o jedné z nejhorších krizí od velké hospodářské krize ve 20. a 30. letech 20. století. Růst rizika na mezibankovním trhu způsobil zhoršení možnosti komerčních bank obstarat si likviditu na mezibankovním trhu a následný pokles úvěrové emise komerčních bank způsobil pokles ekonomické aktivity států Eurozóny (Ivashina and Scharfstein, 2010; Hernando and Villanueva, 2012). Riziko na mezibankovním trhu a následný pokles úvěrové emise vyústil do problému zadření úvěrů (tzv. credit crunch) v několika státech využívajících společnou měnu (Iyer a kol., 2013).

Finanční krize v Evropě nicméně nezasáhla pouze státy Eurozóny, ve kterých má bankovní systém zásadní roli v rámci finančního systému (tzv. „bank-based" ekonomiky), ale také skupinu států patřící do tzv. skupiny V4, tedy Českou republiku, Slovensko, Polsko a Maďarsko, ve kterých jsou komerční banky ve významné míře vlastněny zahraničními vlastníky. Dopad finanční krize je pozorovatelný na vývoji likvidity komerčních bank v jednotlivých státech EU. V případě bankovního sektoru v České republice poklesla likvidita komerčních bank mezi roky 2007 a 2009 s následným nárůstem po skončení finanční krize. Likvidita slovenských komerčních bank poklesla v letech 2009 a 2010 z důvodu změn na mezibankovním trhu. Vývoj likvidních poměrů v Maďarsku a Polsku byl velmi podobný díky strukturálním nerovnováhám v poměrech mezi deposity a vklady, vysokém podílu zahraničního zadlužení a záporné čisté pozici komerčních bank (Vodová, 2013).

Pokles likvidity komerčních bank poté vede k úvaze, zda-li se tyto problémy odrazily v přístupu firem k bankovním půjčkám.[1] Dopad finanční krize na financování firem v Eurozóně je v literatuře uváděn jako asymetrický (Lacina, Rusek, 2012). Rovněž Drakos

[1] V této disertační práci je používán termín externí financování pro zdroje financování v podobě bankovních půjček, emise akcí a emise dluhopisů. Tato disertační práce se zaměřuje v rámci prvního kroku empirické analýzy na malé a střední firmy, konkrétně na Limited Liability companies (V Češtině „Společnost s ručením omezením"). Tyto firmy nemohou získávat kapitál emisí akcí a spoléhají především na externí financování v podobě bankovních půjček. Přístup malých a středních firem k externím zdrojům financování lze tedy v této práci zúžit na přístup malých a středních firem k bankovním půjčkám a termín omezení v přístupu k externímu financování lze brát jako ekvivalent k úvěrovému omezení.

(2013) rozeznává významné rozdíly v dopadu krize mezi státy Eurozóny. Firmy v Řecku, Irsku, Portugalsku a Španělsku zaznamenaly výraznější omezení v přístupu k bankovním půjčkám než ostatní státy Eurozóny. Kremp a Sevestre (2013) uvádějí, že malé a střední firmy ve Francii nebyly ve větší míře zasaženy zadřením úvěrů v průběhu finanční krize. Costa a kol. (2012) argumentují, že finanční krize v Itálii dopadla na financování především malých firem. Ve srovnání s nimi měly střední a velké firmy v průběhu finanční krize lepší přístup k bankovním půjčkám. Podobně i Artola a Genre (2011) vyhodnocují přístup malých a středních firem v Eurozóně v průběhu finanční krize se závěrem, že se dostupnost úvěrů zhoršila především malým firmám. Iyer a kol. (2013) analyzují zadření mezibankovního trhu v Eurozoně a jeho dopad na financování firem v Portugalsku. Jejich závěry naznačují, že banky, které spoléhaly na mezibankovní zdroje likvidity, snížily nabídku úvěrů výrazněji v průběhu finanční krize. Tento pokles byl nejvýznamnější ve vztahu k malým firmám se slabými bankovními vazbami. Hölzl (2010) zkoumá přístup malých a středních firem k bankovním půjčkám v Rakousku. Jeho výsledky naznačují, že více než třetina zkoumaných firem zaznamenala zhoršení přístupu firem k bankovním půjčkám v průběhu finanční krize. Vermoesen, a kol. (2013) vyhodnocují dotazníková šetření u malých a středních firem v Belgii se závěrem, že firmám, které měly na počátku finanční krize vyšší část dluhu splatného následující rok, poklesla investiční aktivita z důvodu nemožnosti získat bankovní půjčku.

Přístup firem k externím zdrojům financování je determinován jak makroekonomickými, tak mikroekonomickými faktory. Ferrando a Griesshaber (2011) uvádějí, že stáří firmy a vlastnická struktura jsou významnými determinanty přístupu firem k externímu financování. Holton a kol. (2012) nalézají další determinanty přístupu k externímu financování firem: fáze hospodářského cyklu, finanční zdraví firem a úroveň jejich zadlužení. Majková (2011) se zabývá determinanty financování malých a středních firem na Slovensku. Její závěry argumentují pro velikost kapitálu a asymetrie informací jako faktory ovlivňující přístup k externímu financování firem. Obecně lze říci, že velké firmy čelí nižšímu riziku odmítnutí žádosti o úvěr.

Empirický výzkum v oblasti dopadu finanční krize na financování firem je nicméně v případě států V4 strohý. Tvrdoň a Bernatík (2010) uvádějí, že malé a střední firmy měly horší přístup k půjčkám, obzvláště ke krátkodobým úvěrům. Pospíšil a Schwarz (2014) analyzují přístup firem k externímu financování v České republice. Jejich výsledky naznačují, že malé a střední

firmy měly omezené možnosti financování především po roce 2008. Režňáková a Kapounek (2014) argumentují, že významný pokles úvěrové emise v České republice po roce 2007 byl způsobený poklesem investiční a ekonomické aktivity v ekonomice. Fidrmuc a Wörgötter (2014) studují dopad finanční krize na ekonomiku Slovenska a analyzují determinanty úvěrové emise, nicméně se nezaměřují na firemní sektor.

Je všeobecně přijímaným faktem, že malé a střední firmy[2] reagují na ekonomickou krizi citlivěji ve srovnání s velkými firmami z důvodu horších bankovních vazeb, existenci asymetrických informací, horšího přístupu k alternativním zdrojům financování a procyklického vývoje tržeb (např. Lamont, Polk a Saá-Requejo, 2001). V předkládané disertační práci autor analyzuje malé a střední firmy ve dvou skupinách států. V první skupině zemí autor zkoumá státy patřící do skupiny V4, v druhé skupině poté jsou vybrané státy Eurozóny - Německo, Itálie, Španělsko a Řecko. Skupina států skupiny V4 je zvolena z důvodu podobných ekonomických charakteristik ekonomik jednotlivých zemí. Tako skupina je standardně využívaná pro analýzu regionu států střední a východní Evropy (např. Scharle, 2014). Vybranými státy Eurozóny jsou Itálie, Španělsko, Řecko a Německo. První tři země byly zvoleny jako příklady států, které byly často diskutovány v souvislosti s finanční krizí v Eurozóně, Německo naopak slouží jako příklad země se zdravými fundamenty ekonomiky, kde lze očekávat menší dopady finanční krize. Důležitým faktorem pro výběr států pro empirickou analýzu byla rovněž porovnatelnost výsledků analýz. Ve všech zkoumaných státech mají malé a střední firmy v rámci právní formy Limited Liability company (česky „Společnost s ručením omezeným“) podobné charakteristiky a data o těchto firmách jsou dostupná v databázi Amadeus Bureau van Dijk.

Výsledky analýzy na panelových datech naznačují, že se finanční krize nejcitelněji projevila v přístupu k externímu financování firem v Řecku. Z tohoto důvodu je Řecko vybráno jako příklad země pro makroekonomickou analýzu, přičemž je zkoumána nerovnováha na jeho úvěrovém trhu na agregátních datech.

Empirický výzkum v oblasti dopadu finanční krize na schopnost firem zajistit si externí financování využívá především vyhodnocování dotazníkových šetření (Vermoesen, a kol.,

[2] V této práci je využívána definice malé a střední firmy Evropské komise (2003). Malá a střední firma patřící do této kategorie musí zaměstnávat méně než 250 zaměstnanců a mít roční obrat méně nebo roven 50 mil. EUR nebo mít roční bilanční sumu menší nebo rovnu 43 mil. EUR.

2013; Hölzl, 2010; Drakos, 2013; Holton a kol. 2012), probit a logit modelů (Casey a O'Toole, 2013; Ferrando a Griesshaber, 2010; Hainz a Nabokin, 2013) a metody maximální věrohodnosti a její aplikace na trh v nerovnováze (Kremp a Sevestre, 2013; Režňáková a Kapounek, 2014).

Jedním ze standardních způsobů identifikace úvěrového omezení firem je analýza indexů úvěrového omezení. Lamont, Polk a Saá-Requejo (2001) sestavili standardně používaný Kaplan-Zingales index (KZ index) na základě odhadů koeficientů z logit modelu Kaplana a Zingalese (1997). Rovněž Whited a Wu (2006) odvodili svůj vlastní index z Eulerovy rovnice pomocí metody GMM. Hadlock a Pierce (2010) rozvedli přístup Kaplana a Zingalese (1997) a sestavili svůj vlastní index, který je postavený na analýze velikosti firmy a jejího stáří. Indexy úvěrového omezení firem jsou v literatuře obvykle používány pro klasifikaci firem do kategorií na základě míry omezení firem v přístupu k financování (blíže např. Lamont, Polk a Saá-Requejo, 2001; Almeida, Campello a Weisbach, 2002; Kaplan a Zingales, 1997; Behr, Norden a Noth, 2013).

Hlavním cílem této disertační práce je rozšířit dosavadní využití indexů úvěrového omezení firem o analýzu změn jejich rozložení v čase a identifikovat dopad finanční krize na úvěrové omezení firem ve vybraných státech Evropské unie.

V této disertační práci autor navrhuje uplatnění metody neparametrického jádrového odhadu na identifikaci úvěrového omezení firem. Tento metodický přístup byl poprvé aplikován na tuto problematiku Korábem a Poměnkovou (2014). V první fázi empirické strategie je identifikováno úvěrové omezení firem pomocí běžně využívaného indexu (Kaplan-Zingalesův index – KZ index[3]), v druhém kroku je analyzováno rozložení tohoto indexu v každém roce v rámci zkoumaného období pomocí neparametrického jádrového odhadu, v posledním kroku je proveden rozklad Kaplan-Zingales indexu na jednotlivé poměrové ukazatele za účelem identifikace faktorů, které ovlivňovaly přístup firem k externímu financování.

Posledním krokem empirické strategie je analýza nerovnováhy na úvěrovém trhu na makroekonomické úrovni pro Řeckou ekonomiku. Analýza nerovnováhy je v tomto případě provedena běžně využívanou aplikací metody maximální věrohodnosti na trh v nerovnováze.

[3] Autory Kaplan-Zingales indexu jsou Lamont, Polk a Saá-Requejo (2001). Financial Constraints and Stock Returns. *The Review of Financial Studies*, 14, č. 2, pp. 529 – 554.

Účelem analýzy časových řad na makroekonomické úrovni je zjistit, zda-li docházelo k úvěrovému omezení žadatelů o úvěr v průběhu finanční krize v Řecku nejen z důvodu zhoršení jejich bonity měřené Kaplan-Zingalesovým indexem, ale rovněž i z důvodu zadření úvěrů (tzv. credit crunch).

Předkládaná disertační práce má následující strukturu: kapitola Cíle práce vymezuje hlavní cíl a výzkumné otázky vztahující se k tématu disertační práce, kapitola Metodika empirické analýzy uvádí použité přístupy, metody a datový soubor. Následující kapitoly poskytují základní východiska zkoumaného tématu týkající se úvěrového omezení firem, finanční krize a výzkumných metod analýzy úvěrového omezení využívaných v literatuře. V následujících dvou kapitolách jsou prezentovány výsledky dílčích empirických analýz. V Diskusi autor disertační práce srovnává výsledky empirických analýz s literaturou, ve které autoři využívají jiné kvantitativní metody analýzy, diskutuje omezení výzkumu a účelnost kombinace analýz na panelových datech a časových řadách. V poslední části autor shrnuje závěry plynoucí z výsledků disertační práce.

2. Cíle práce

Hlavním cílem této disertační práce je rozšířit dosavadní využití indexů úvěrového omezení firem o analýzu změn jejich rozložení v čase a identifikovat dopad finanční krize na úvěrové omezení firem ve vybraných státech Evropské unie.

V souvislosti s naplněním hlavního cíle jsou stanoveny následující **výzkumné otázky**:

Výzkumná otázka č. 1:

„Byl dopad finanční krize na úvěrové omezení malých a středních firem ve vybraných státech Evropské unie symetrický nebo asymetrický?“

Výzkumná otázka č. 2:

„Které firemní indikátory ovlivňovaly úvěrové omezení malých a středních firem ve vybraných státech Evropské unie v průběhu finanční krize, před a po jejím vypuknutí?“

Výzkumná otázka č. 3:

„Došlo ve vybraném státě Evropské unie, ve kterém zaznamenaly malé a střední firmy nejvýraznější zhoršení úvěrového omezení, rovněž k problému zadření úvěrů?“

Přínosem disertační práce v rámci první části disertační práce je využití analýzy rozložení indexu úvěrového omezení firem pomocí neparametrického jádrového odhadu. Navržený způsob umožňuje identifikovat vývoj úvěrového omezení firem v čase a analyzovat změny v rozložení datového souboru ve vztahu k probíhajícím makroekonomickým šokům. Navržený přístup je obecně použitelný i pro analýzu vývoje finančních omezení měřených jinými indexy, než který využívá provedená empirická analýza.

Druhá část disertační práce využívá metodu maximální věrohodnosti pro analýzu nerovnováhy na úvěrovém trhu ve státě, ve kterém firmy, na základě provedené analýzy na panelových datech, zaznamenaly nejvýraznější nárůst úvěrového omezení. Přínosem provedené analýzy je identifikace možné nerovnováhy nejen v období probíhající finanční krize, ale i v období po finanční krizi.

3. Metodika empirické analýzy

Metodika disertační práce je postavena na logicky na sebe navazujících krocích empirické analýzy. Na panelových datech je nejprve identifikováno úvěrové omezení firem pomocí Kaplan-Zingalesova indexu. Následně je analyzován jeho vývoj v průběhu období finanční krize, předkrizového období a období po finanční krizi pomocí neparametrického jádrového odhadu. Posledním krokem analýzy na panelových datech je rozklad Kaplan-Zingalesova indexu za účelem zhodnocení faktorů, které ovlivňovaly schopnost firem obstarat si externí financování v průběhu zkoumaných období.

Na základě výsledků analýzy panelových dat je zvolen stát, ve kterém zaznamenaly malé a střední firmy nejvýraznější nárůst úvěrového omezení v průběhu finanční krize, pro který je provedena analýza na agregátních datech. Jejím cílem zjistit, zda bylo zhoršení bonity firem doprovázeno rovněž zadřením úvěrů. Kombinace obout typů analýz umožňuje poskytnout komplexnější podhled na problematiku úvěrového omezení firem ve státě, který byl významně zasažen finanční krizí.

3.1. Modely a indexy využité pro empirickou analýzu

Následující kapitola uvádí teoretické modely pro analýzu nerovnováhy na úvěrovém trhu a indexu použitého pro identifikaci úvěrového omezení firem.

3.1.1. Kaplan-Zingalesův index

Pro analýzu omezení firem k externímu financování je zvolen přístup navržený Lamont, Polk a Saá-Requejo (2001) spočívající ve vyhodnocení míry omezení v přístupu k externímu financování pro každou firmy ve vzorku využitím Kaplan-Zingalesova (KZ) indexu.[4] KZ index, který je ve své podstatě indikátorem bonity žadatelů o úvěr, je spočítán na základě vztahu:

$$KZ_{it} = -1{,}001909\,\frac{CF_{it}}{K_{it-1}} + 3{,}139193\,\frac{B_{it}}{TK_{it}} - 39{,}3678\,\frac{D_{it}}{K_{it-1}} - 1{,}314759\,\frac{C_{it}}{K_{it-1}} + 0{,}2826389\,Q_{it} \qquad (1)$$

Kde:

[4] Autory Kaplan-Zingalesova indexu jsou Lamont, Polk a Saá-Requejo (2001). Financial Constraints and Stock Returns. The Review of Financial Studies, 14, No. 2, pp. 529 – 554.

- *CF* označuje cash-flow,
- *K* hmotná fixní aktiva,
- *B* krátkodobý + dlouhodobý dluh,
- *TK* celkový kapitál (krátkodobý dluh + dlouhodobý dluh + vlastní kapitál)
- *D* celkové dividendy
- *C* hotovostní zůstatky
- *Q* Tobinovo Q,
- *t* označuje časovou dimenzi pro firmu *i.*

Indikátor cash-flow má ve výpočtu KZ indexu záporné znaménko u koeficientu ve vztahu (1), protože zhoršení cash-flow firmy má negativní vliv na pravděpodobnost poskytnutí bankovní půjčky a zhoršuje tak úvěrové omezení firmy. Firma se zhoršujícím se cash-flow je vnímána jako více riziková ve vztahu k nesplacení potenciálně poskytnutého úvěru.

Poměrový ukazatel zadlužení má při výpočtu KZ indexu v (1) pozitivní hodnotu koeficientu, protože lze vysledovat jednoduchou vazbu mezi růstem firemního zadlužení a rizikem nesplacení potenciálně poskytnutého úvěru. Velmi zadlužené firmy se mohou dostat do finančních potíží se splacením dalšího poskytnutého úvěru a komerční banky toto riziko při analýze žádosti o úvěr vnímají.

Poměrový ukazatel dividend je v případě vzorku firem této disertační práce roven 0 z důvodu analýzy malých a středních firem, konkrétně právní formy „Společnost s ručením omezením“, které ze zákona nemohou získávat kapitál emisí akcií.

Negativní koeficient ukazatele hotovostních zůstatků plyne z faktu, že firmy, které mají dostatek likvidních prostředků k disposici, by neměly mít problém hradit své závazky i obsluhu potenciálně poskytnutého úvěru.

Interpretace poměrového ukazatele Tobinova Q je provedena v kapitole 6.1.1.1.

Hodnoty koeficientů pro výpočet KZ indexu jsou převzaty z původní práce Lamonta a kol. (2001). Koeficienty nebylo možné odhadnout z důvodu chybějící závisle proměnné. Postup autorů KZ indexu tedy nebylo možné s dostupným datovým souborem replikovat.

Indexy pro identifikaci omezení v přístupu k externímu financování se standardně používají pro klasifikaci firem ve vzorku do skupin označujících míru jejich omezení v přístupu k externímu financování. Firmy jsou seřazeny podle jejich hodnot indexu, přičemž firmy patřící ho určitého horního percentilu jsou označeny jako firmy s omezeným přístupem k externímu financování („constrained firms“), firmy patřící do stanoveného dolního percentilu jsou poté identifikovány jako „unconstrained“, neboli bez omezení v přístupu k externímu financování. V literatuře se pro kategorizaci pomocí KZ indexu používá první a poslední tercil (Lamont, Polk a Saá-Requejo, 2001; Behr, Norden a Noth, 2013, Kaplan a Zingales, 1997; Almeida, Campello a Weisbach, 2002).

Firmy s rostoucí hodnotou KZ indexu tedy zaznamenávají zhoršování přístupu k externímu financování. Absolutní hodnoty KZ indexu nelze porovnávat, lze nicméně studovat jeho vývoj u stejné firmy a tímto porovnávat vývoj omezení v přístupu k externímu financování v průběhu času. Na základě této úvahy je provedena analýza pomocí neparametrického jádrového odhadu, v rámci které je studováno rozložení firemních hodnot KZ indexu ve vzorku. Vývoj odhadu funkcí hustoty vypočtených hodnot KZ indexu v průběhu časového období naznačuje, jak se vyvíjel přístup firem k externímu financování. Posun distribučních funkcí k vyšším hodnotám neparametrického odhadu indikuje zhoršení přístupu firem k externímu financování.

3.1.1.1. Výpočet Tobinova Q pro kalkulaci Kaplan- Zingalesova indexu

Analýza přístupu firem k externímu financování pomocí výpočtu KZ indexu zahrnuje problém s měřením ukazatele Tobinovo Q, které je běžně definováno jako podíl tržní hodnoty firmy k hodnotě jejích aktiv. Vzhledem k faktu, že malé a střední firmy využívající právní formu Limited Liability Company, nemohou emitovat ze zákona akcie, nebylo možné ohodnotit jejich tržní hodnotu. V tomto případě je pro účely stanovení Tobinova Q využit přístup autorů Konings, Rizov a Vandenbusschedet (2003), Bakucs, Ferto a Fogarasi (2009), Guariglia, Tsoukalas a Tsoukalas (2010) a Behr, Norden a Noth (2013), kteří použili růst tržeb jako proxy proměnnou pro Tobinovo Q.

Proxy proměnná Tobinovo Q je tedy vypočítána na základě vztahu:

$$Q_{it} = -(S_{it} / S_{it-1}), \tag{2}$$

Kde:

- *S* označuje tržby v čase *t* firmy *i*.

Negativní vztah proxy proměnné pro Tobinovo Q pro výpočet KZ indexu odráží fakt, že míra omezení v přístupu k externímu financování roste, pokud firmě klesají tržby. Banka je méně ochotna poskytnout úvěr firmě s klesajícími tržbami z důvodu jejích horších hospodářských výsledků a zhoršující se bonity jako potenciálního dlužníka.

3.1.2. Model nabídky a poptávky na úvěrovém trhu

Poptávka po úvěrech je spojena s potřebou pracovního kapitálu podniků, jehož výše je pozitivně spojena s nominálním produktem (např. Hewitson, 1997; Korda, 2011). Poptávka po úvěrech rovněž negativně závisí na ceně za vypůjčení peněz (Sojka, 2010b). Lze tedy argumentovat pro pozitivní vztah poptávky po úvěrech na agregátním výstupu, a negativním vztahu na úrokové míře. Na základě těchto teoretických úvah, je definován model poptávky po úvěrech (3), který má podobu:

$$CD_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 IR_t + \varepsilon_t, \quad t = 1,...,n \tag{3}$$

Kde:

- *CD* označuje poptávku po úvěrech,
- *Y* označuje reálný výstup ekonomiky, pro účely měsíčních pozorování měřený indexem průmyslové produkce,
- *IR* je nominální úroková sazba z půjček komerčních bank,
- β_0 je konstanta a ε_t je residuum modelu.

Nabídka peněz je tvořena bankovním systémem jako následek poptávky firem a domácností po úvěrech (Sojka, 2010b; Dow a Rodríguez-Fuentes, 1998). Poptávka po úvěrech je tedy zdrojem nabídky peněz, které jsou v průběhu hospodářského cyklu endogenním způsobem buď vytvářeny (v průběhu konjunktury), nebo destruovány (během recese), (Sojka, 2010b). Úvěrová emise je rovněž determinována zdroji pro financování úvěrů (Čeh a kol., 2011). Úroková sazba na mezibankovním trhu determinuje možnosti banky zajistit si likviditu na mezibankovním trhu (Iyer a kol., 2013). Z tohoto pohledu lze očekávat negativní vztah mezi úrokovou sazbou na mezibankovním trhu a úvěrovou emisí. Úroková marže (rozdíl mezi

úrokovou sazbou z úvěrů a úrokovou sazbou z deposit) odráží ziskovost bank. Vyšší ziskovost bank podporuje jejich úvěrovou emisi. V případě, že rozdíl mezi úrokovými sazbami pramení z rizikové prémie, může emise komerčních bank naopak poklesnout (Revenda, 2011). Deposita tvoří tradičně zdroje pro poskytování úvěrů komerčních bank. V příkladě poklesu množství vkladů mají komerční banky tendenci omezovat úvěrovou emisi. Naopak růst vkladů by se měl pozitivně odrazit v množství nabízených úvěrů (Revenda, 2011).

Na základě těchto teoretických předpokladů je sestaven model nabídky úvěrů (4) v podobě:

$$CS_t = \beta_0 + \beta_1 INT_t + \beta_2 IRd_t + \beta_3 DEP_t + \beta_4 Y_t + \varepsilon_t, \quad t = 1,...,n \tag{4}$$

Kde:

- *CS* označuje nabídku úvěrů,
- *INT* označuje nominální mezibankovní úrokovou sazbu EURIBOR.
- *IRd* je rozdíl mezi úrokovou sazbou z úvěrů komerčních bank a úrokovou sazbou z vkladů.
- *DEP* je množství vkladů u komerčních bank, pro empirickou analýzu očištěné od inflace do podoby reálné proměnné.
- *Y* označuje reálný výstup ekonomiky, pro účely měsíčních pozorování měřený indexem průmyslové produkce.
- β_0 je konstanta a ε_t je residuum modelu.

V souladu s Čeh, Dumičič a Krznar, (2011) nejsou v modelech nabídky a poptávky po úvěrech zohledněna zpoždění vysvětlujících proměnných. Autor této disertační práce v modelech nepředpokládá zpoždění vysvětlujících proměnných ani závislé proměnné.

3.2. Použité metody empirické analýzy

Tato podkapitola poskytuje přehled metod empirické analýzy pro zkoumání nerovnováhy na úvěrovém trhu a analýzu úvěrového omezení firem.

3.2.1. Neparametrický jádrový odhad

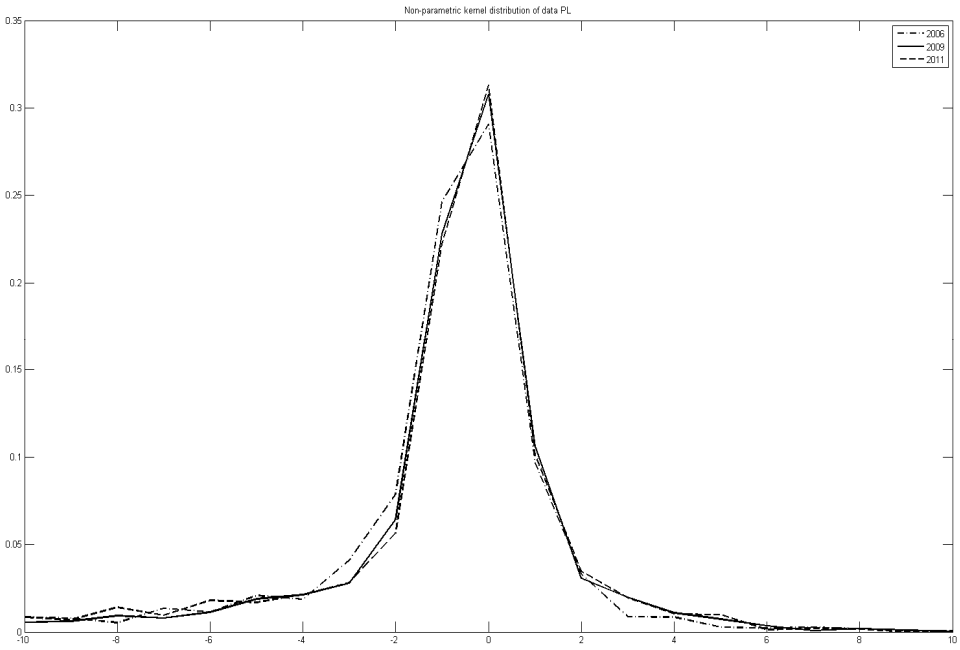
Přínosem analýzy v rámci této disertační práce je využití analýzy rozložení indexu úvěrového omezení firem pomocí neparametrického jádrového odhadu. Indexy úvěrového omezení jsou konstruovány takovým způsobem, že jejich vysoké hodnoty značí vysoké úvěrové omezení. Podobně nízké hodnoty indexu značí nízké úvěrové omezení. Pokud tedy index roste v průběhu času, rostou i omezení, kterým firma musí čelit a tím i riziko odmítnutí žádosti o úvěr (v případě financování v podobě bankovních půjček). Podobně v případě poklesu indexu v průběhu času dochází ke zlepšování úvěrového omezení.

Analýza vývoje distribuce indexu umožňuje identifikovat vývoj úvěrového omezení firem v průběhu času. Analyticky lze tuto myšlenku realizovat na základě analýzy funkce hustoty firemních úvěrových omezení měřenou zvoleným indexem pro každou firmu ve vzorku a následným porovnáním odhadnutých funkcí hustoty mezi jednotlivými roky v jednotlivých zemích.

Pro každé období je tedy provedena analýza rozložení firem podle hodnot indexů jejich úvěrových omezení. Tyto funkce hustoty jsou následně porovnány mezi zkoumanými roky. V případě, že došlo k posunu funkce hustoty k vyšším hodnotám zvoleného indexu, existují ve vzorku firmy, jejichž úvěrové omezení se zhoršilo (na základě pravidla: rostoucí hodnota indexu implikuje zhoršení úvěrového omezení). Výrazný posun funkce hustoty tedy naznačuje, že se firmám ve vzorku zhoršil přístup k externím zdrojům financování. Porovnání funkcí hustoty v průběhu času je možné provést graficky nebo pomocí popisných statistik.

Grafické porovnání funkcí hustoty může vést k následujícím čtyřem variantám. V prvním případě nedochází k posunu funkce hustoty mezi zkoumanými roky, ani ke změně špičatosti funkce hustoty (obr. 1). V případě, že nedojde ke změně posunu funkce hustoty ani její špičatosti, např. mezi roky 2006 (předkrizové období) a 2009 (konec finanční krize), úvěrové omezení firem ve vzorku se nezměnilo. V takovémto případě tedy je možné provést závěr, že se s nástupem finanční krize úvěrové omezení firem nezměnilo.

Obrázek 1: Ilustrace vývoje změn funkce hustoty - varianta beze změn

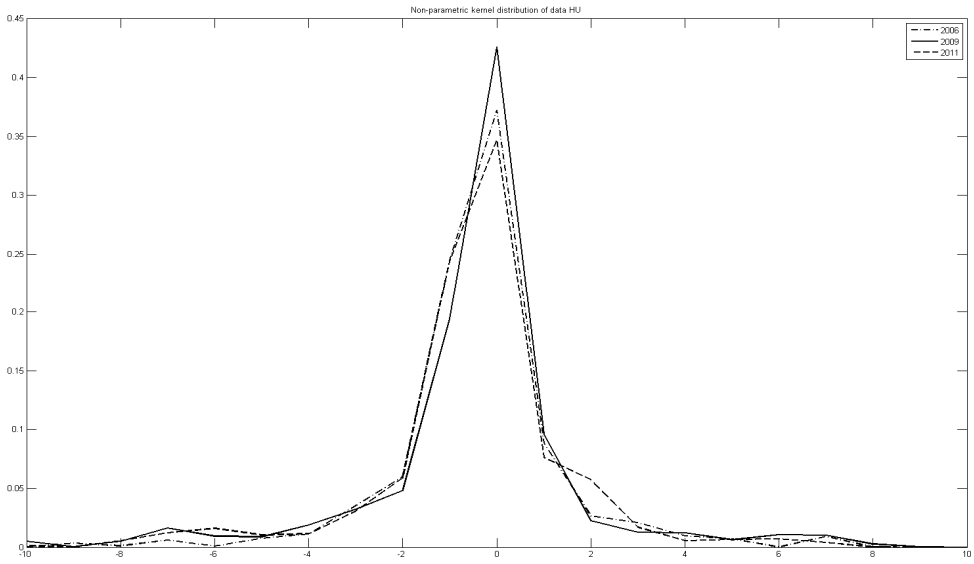


Pozn: Přerušovaná čára s tečkami označuje funkci hustoty v roce 2006, plná čára rok 2009, přerušovaná rok 2011. Na horizontální ose je vyznačeno úvěrové omezení měřené zvoleným indexem úvěrového omezení, vertikální osa prezentuje hodnoty jádrového odhadu počtu firem.

V druhém případě dochází k nárůstu špičatosti funkce hustoty mezi zkoumanými roky. Vyšší koncentrace firem kolem střední hodnoty naznačuje, že dochází k větší homogenitě vzorku firem ve vztahu k jejich úvěrovému omezení (obr. 2).

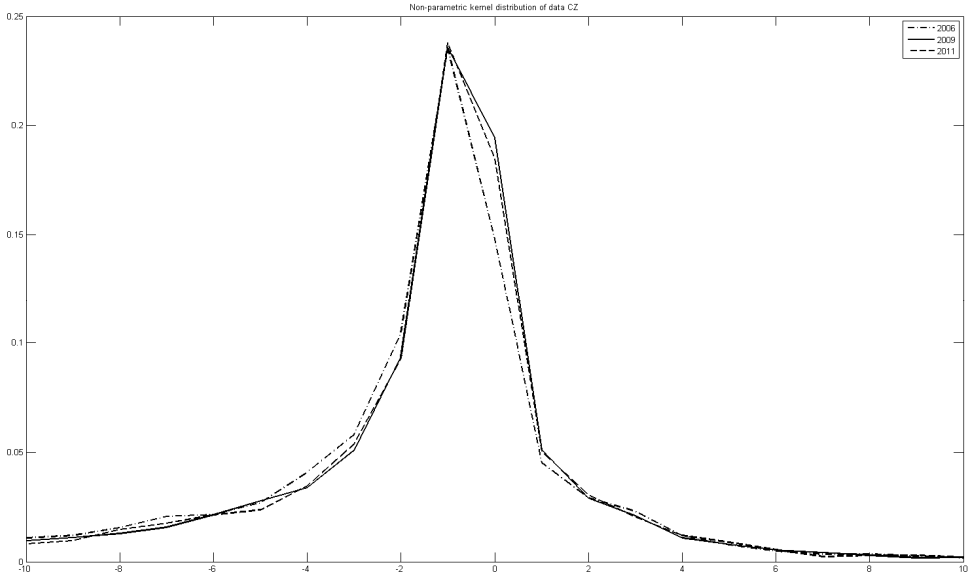
V případě třetí varianty, kdy dochází k posunu funkce hustoty k vyšším hodnotám úvěrového omezení bez měny špičatosti funkce (obr. 3), je možné usoudit, že části firem ve vzorku vzrostlo úvěrové omezení firem mezi zkoumanými roky. V případě analýzy předkrizového roku 2006 a roku 2009, kdy skončila finanční krize v EU, je tedy možné provést závěr, že s nástupem finanční krize došlo k nárůstu úvěrového omezené firem ve vzorku.

Obrázek 2: Ilustrace změny funkce hustoty - nárůst špičatosti



Pozn: Přerušovaná čára s tečkami označuje funkci hustoty v roce 2006, plná čára rok 2009, přerušovaná rok 2011. Na horizontální ose je vyznačeno úvěrové omezení měřené zvoleným indexem úvěrového omezení, vertikální osa prezentuje hodnoty jádrového odhadu počtu firem.

Obrázek 3: Ilustrace vývoje změn funkce hustoty - posun funkce hustoty



Pozn: Přerušovaná čára s tečkami označuje funkci hustoty v roce 2006, plná čára rok 2009, přerušovaná rok 2011. Na horizontální ose je vyznačeno úvěrové omezení měřené zvoleným indexem úvěrového omezení, vertikální osa prezentuje hodnoty jádrového odhadu počtu firem.

Čtvrtou variantou změny funkce hustoty úvěrového omezení firem je její posun a nárůst její špičatosti. Posun funkce hustoty naznačuje zhoršení úvěrového omezení firem a nárůst špičatosti ukazuje na vyšší homogenitu vzorku, přičemž se zmenšily rozdíly v úvěrovém omezení jednotlivých firem ve vzorku mezi zkoumanými lety. Ekonomicky lze tuto variantu interpretovat tak, že s nástupem finanční krize se zhoršilo úvěrové omezení firem, přičemž finanční krize zasáhla firmy symetrickým způsobem, protože došlo k větší homogenitě firem z pohledu jejich úvěrových omezení.

Výše popsaný přístup byl navržen a publikován Korábem a Poměnkovou (2014).[5]

Neparametrický jádrový odhad je využíván pro analýzu rozložení dat v případech, kdy data nejsou normálně rozložena (Wand a Jones, 1995). V porovnání s histogramem poskytuje neparametrický jádrový odhad jemnější výsledky odhadu funkcí hustoty, což je vhodné pro porovnávání výsledků různých vzorků dat (Cameron a Trivedi, 2005).

Neparametrický jádrový odhad je zobecněním histogramu $\hat{f}(x_0)$ vycentrovaného na x_0:

$$\hat{f}(x_0) = \frac{1}{N \cdot h} \sum_{i=1}^{N} \frac{1}{2} \cdot 1\left(\frac{x_i - x_0}{h} < 1 \right), \tag{5}$$

Kde:

- $x_i, i = 1,.., N$ jsou spočítané hodnoty KZ indexu,
- h je šířka pásma (Rice, 1984).

Odhad $\hat{f}(x_0)$ přiřazuje všem pozorováním $\hat{f}(x_0) \pm h$ stejnou váhu. Neparametrický jádrový odhad lze zapsat ve formě (Cameron a Trivedi, 2005):

$$\hat{f}(x_0) = \frac{1}{N \cdot h} \sum_{i=1}^{N} K\left(\frac{x_i - x_0}{h} \right), \tag{6}$$

Kde $K()$ je jádrová funkce, která splňuje specifické matematické podmínky (blíže Wand a Jones, 1995). Hustota $\hat{f}(x_0)$ je spočítána na rozsahu dat x_0. Pro tvorbu funkce hustoty a odhadu hustoty je provedeno vyhodnocení na datech vzorku $x_1,...,x_N$. Pro provedenou analýzu je zvoleno Epanechnikovo jádro (Cameron a Trivedi, 2005).

[5] Koráb, P.,Poměnková, J. (2014). Financial crisis and financing constraints of SMEs in Visegrad countries. Ekonomický časopis. 2014. v. 62, no. 9, p. 887-902.

3.2.2. Rozklad Kaplan-Zingalesova indexu

Pro analýzu jednotlivých faktorů, které ovlivňovaly úvěrové omezení firem měřené pomocí Kaplan-Zingalesova indexu je zvolena jednoduchá metoda rozkladu indexu na jeho jednotlivé komponenty. Vývoj mediánových hodnot jednotlivých komponent naznačuje, jak se tyto faktory promítaly do výsledného KZ indexu. Nárůst jednotlivých složek naznačuje nárůst úvěrového omezení, podobně jejich pokles indikuje pokles úvěrového omezení firem.

Vývoj mediánové hodnoty indexu úvěrového omezení neposkytuje plné informace o změně funkce hustoty z důvodu změny konkrétního poměrového ukazatele. Tato dílčí analýza pouze naznačí, které ukazatele ovlivňovaly úvěrové omezení firem v průběhu zkoumaného časového období.

3.2.3. Metoda maximální věrohodnosti na trhu v nerovnováze

Na libovolném trhu statků nebo služeb může vzniknout jedna z následujících situací: 1) Trh je v rovnováze. Nedochází tedy ani k převisu nabídky, ani k převisu poptávky, 2) Na trhu existuje převis poptávky nad nabídkou, 3) Na trhu existuje převis nabídky nad poptávkou po daném statku nebo službě (Srivastava, Rao, 1990).

Využití metody maximální věrohodnosti (maximum likelihood estimation) pro odhad tržní nerovnováhy bylo navrženo autory Fair a Jaffee (1972) a Maddala a Nelson (1974) a Fair a Kelejian (1974). Obecně lze definovat nabídkovou (8) a poptávkovou funkci (7) pro jakékoliv zboží nebo službu následovně:

$$d_t = \beta_1 x_{1,t} + \varepsilon_{1,t} \tag{7}$$

$$s_t = \beta_2 x_{2,t} + \varepsilon_{2,t} \tag{8}$$

Kde:

- d_t označuje nepozorované poptávané množství v období t,
- s_t označuje nepozorované nabízené množství v období t,
- $x_{1,t} = (x_{1,t}^{(1)} x_{2,t}^{(1)} ... x_{K_{1,t}}^{(1)})$ je vektor K_1 vysvětlujících proměnných d_t
- $x_{2,t} = (x_{1,t}^{(2)} x_{2,t}^{(2)} ... x_{K_{2,t}}^{(2)})$ je vektor K_2 vysvětlujících proměnných s_t,

- β_1 a β_2 jsou vektory parametrů poptávkové, respektive nabídkové funkce.

Metoda maximální věrohodnosti podle Maddaly a Nelsona (1974) předpokládá, že d_t a s_t jsou nepozorovaná množství v čase t, zatímco $x_{1,t}$ a $x_{2,t}$ jsou pozorované veličiny.

Hypotéza tržní nerovnováhy umožňuje vznik nerovnováhy mezi poptávkou a nabídkou. Tato situace se projevuje jako převis poptávky nad nabídkou, případně jako převis nabídky nad poptávkou na daném trhu. Zásadní podmínka metody odhadu tržní nerovnováhy (9) vyjadřuje předpoklad, že pozorovaná skutečné provedená transakce na trhu (q_t) je minimem nepozorovaného poptávaného (d_t) a nabízeného množství (s_t).

$$q_t = \min(d_t, s_t) \tag{9}$$

Nabídka a poptávka jsou tedy odhadovány za podmínky, že skutečné množství zboží nebo služby je determinováno menší ze dvou hodnot – poptávkou po daném statku nebo službě nebo nabídkou daného statku či služby.

Z důvodu existence podmínky (9) je nutné definovat pravděpodobnostní funkci, která přiřazuje pozorované množství q_t na poptávkovou nebo nabídkovou stranu. Pravděpodobnost $\pi_t^{(d)}$, že q_t patří na poptávkovou stranu, je možné definovat jako (10):

$$\pi_t^{(d)} = P(d_t < s_t) = \Phi(h_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{h_t} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \tag{10}$$

Kde $h_t = (x_{2,t}\beta_2 - x_{1,t}\beta_1)/\sigma$ a $\Phi(x)$ označuje kumulativní funkci hustoty. Stejným způsobem je rovněž definována pravděpodobnostní funkce přiřazující pozorované množství úvěrů na nabídkovou stranu (11):

$$P(s_t < d_t) = 1 - \Phi(h_t) \tag{11}$$

Následným krokem je odhad parametrů poptávkové a nabídkové funkce, tj. vektoru parametrů $\theta = (\beta_1 \beta_2)$. Za tímto účelem je nutné stanovit mezní hustotu $f_{Q_t}(q_t)$ pozorovaného množství q_t a sdruženou hustotu d_t a s_t, označenou jako $q_{D_t S_t}(d_t, s_t)$. Pro existenci nerovnováhy je poté možné stanovit vztah (12):

$$f_{Q_t}(q_t) = f_{Q_t|d_t<s_t}(q_t) + f_{Q_t|s_t<d_t}(q_t) \tag{12}$$

Mezní hustota pozorovaného množství q_t pro existenci převisu nabídky (13) a poptávky (14) je následně spočítána jako:

$$f_{Q_t|d_t<s_t}(q_t) = \int_{q_t=d_t}^{\infty} q_{D_t,S_t}(d_t, z)dz \tag{13}$$

$$f_{Q_t|s_t<d_t}(q_t) = \int_{q_t=s_t}^{\infty} q_{D_t,S_t}(z, s_t)dz \tag{14}$$

Pro odhad parametrů nabídkové a poptávkové funkce je následně sestavena funkce podmíněné hustoty (15):

$$f_{Q_t}(q_t) = f_{Q_t}(q_t, \theta) = \int_{q_t}^{\infty} q_{D_t,S_t}(q_t, z)dz + \int_{q_t}^{\infty} q_{D_t,S_t}(z, q_t)dz\,, \tag{15}$$

Funkce (15) je poté převedena do podoby log-pravděpodobnostní funkce (16), která je maximalizována za účelem odhadu parametrů vektoru θ.

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^{T} \log[\, f_{Q_t}(q_t, \theta)] \tag{16}$$

[6]

Empirická analýza tržní nerovnováhy pomocí metody maximální věrohodnosti umožňuje identifikovat: 1) období, ve kterých došlo k převisu poptávky po úvěrech a období převisu nabídky úvěrů, 2) pravděpodobnost existence převisu poptávky, případně převisu nabídky, 3) odhadnout koeficienty vysvětlujících proměnných pro nabídkovou a poptávkovou funkci.

3.2.3.1. Kointegrace časových řad

Časové řady jsou kointegrované v případě, že sdílejí společný trend a jejich společný (kointegrační) pohyb v čase dlouhodobě směřuje k rovnovážnému stavu, který může zaznamenávat krátkodobá vychýlení (Cipra, 2008). Dlouhodobé kointegrační vztahy mají

[6] Pro odhad parametrů θ a pravděpodobnostní funkce je v rámci této disertační práce požit kód software matlab v rámci aplikace, která je k disposici na http://www.runshare.org/CompanionSite/site.do?siteId=104.

podobu kointegračních vektorů. Počet lineárně nezávislých kointegračních vektorů je označován jako řád kointegrace (Hayashi, 2007).

Metoda maximální věrohodnosti pro odhad tržní nerovnováhy je v literatuře standardně používaná na kointegraovaných časových řadách (např. Čeh a kol., 2011; Herrera, Hurlin a Zaki , 2012). Tento přístup je zdůvodněn potřebou odhadnout nerovnováhu mezi poptávkou a nabídkou úvěrů na datech v úrovních, které nejsou stacionarizovány. V případě, že je zkoumána závislost mezi časovými řadami na nestacionárních datech, hrozí problém zdánlivé závislosti (někdy označované jako zdánlivá regrese), (Cipra, 2008). Aby bylo možné vyloučit problém zdánlivé závislosti, jsou časové řady před analýzou pomocí metody maximální věrohodnosti testovány na přítomnost kointegračního vektoru, jehož přítomnost vylučuje problém zdánlivé závislosti. Z tohoto důvodu je jako první krok analýzy nerovnováhy na úvěrovém trhu zkoumána stacionarita časových řad a následně jsou hledány kointegrační vektory ve zkoumaných časových řadách.

Jedním z možných způsobů testování stacionarity časových řad je rozšířený Dickey-Fuller test (ADF test). Pro účely této disertační práce je ADF test formulován v podobě:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \phi_i \, \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{17}$$

Kde:

- Δy_t označuje proměnnou v rámci modelů (3) a (4),
- α označuje deterministický člen (konstantu),
- *K* označuje řád zpoždění,
- $\sum_{i=1}^{k} \phi_i \, \Delta y_{t-i}$ označuje zpožděné diferenční členy pro aproximaci sériové korelace residuí.

ADF testuje hypotézu o existenci jednotkového kořene vůči alternativní hypotéze, že časová řada neobsahuje jednotkový kořen. V rámci vztahu (17) jde o testování hypotézy $H_0 : \beta = 0$.

Kointegrační analýza využitá v této disertační práci vychází z Johansena (1991) a má podobu dvou nejčastěji využívaných testů: trace testu a maximum eingenvalue testu. Johansenův trace

test je sdružený test nulové hypotézy, který udává, že počet kointegračních vektorů je nejvýše *r*, oproti alternativní hypotéze, že je větší než *r*. Testovou statistikou je (Cipra, 2008):

$$\lambda_{trace}(r) = -n \sum_{i=r+1}^{m} \ln(1-\hat{\lambda}_i) \tag{18}$$

Johansenův maximum eingenvalue test je test nulové hypotézy, že počet kointegračních vztahů je r, oproti alternativě, že je r+1. Testovou statistikou je (Cipra, 2008):

$$\lambda_{\max}(r) = -n \ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \tag{19}$$

U Johansenova trace testu i maximum eigenvalue testu dojde k zamítnutí nulové hypotézy, pokud je testová statistika větší než příslušná kritická hodnota. Provádí se postupně pro r=0,1, .., m-1. (Cipra, 2008), přičemž *r* označuje počet kointegračních vektorů.

3.3. Data a jejich transformace

Pro analýzu přístupu firem k externímu financování byla využita panelová data o malých a středních firmách z databáze Amadeus Bureau van Dijk. Byla využita roční pozorování v období 2005-2011, které zachycuje období před vypuknutím finanční krize, období jejího průběhu i období po finanční krizi.

Státy, které byly zkoumány v rámci empirické analýzy, jsou země tzv. V4, tedy Česká, republika, Slovensko, Polsko a Maďarsko, a vybrané státy Eurozóny. Skupina států V4 je zvolena z důvodu podobných ekonomických charakteristik ekonomik jednotlivých zemí. Tako skupina je standardně využívaná pro analýzu regionu států střední a východní Evropy (např. Scharle, 2014). Vybranými státy Eurozóny jsou Itálie, Španělsko, Řecko a Německo. První tři země byly zvoleny jako příklady států, které byly často diskutovány v souvislosti s finanční krizí v Eurozóně, Německo naopak slouží jako příklad země se zdravými fundamenty ekonomiky, kde lze očekávat menší dopady finanční krize.

Strategie výběru vzorku firem snížila jeho velikost. Prvním důvodem je potřeba porovnatelnosti výsledků jádrových odhadů mezi jednotlivými zeměmi. Z tohoto metodického důvodu je zvolena právní forma malých a středních firem, která má ve všech zkoumaných státech podobné charakteristiky (firmy nemohou emitovat akcie, nejsou kotované na burze a společníci ručí pouze do výše svých nesplacených vkladů). Touto právní formou je Společnost

s ručením omezeným. Druhým důvodem pro omezenou velikost vzorku je záměr analýzy zkoumat vývoj přístupu k externímu financování identického vzorku firem. Vzhledem k faktu, že databáze Amadeus poskytuje nebalancovaná panelová data, byly pro analýzu ze vzorku vyloučeny firmy, které neposkytují kompletní data pro výpočet KZ indexu pro celé zkoumané období.[7] Z těchto důvodů tedy nelze považovat datový soubor za reprezentativní. Pro možnost provedení srovnání mezi státy a studia vývoje úvěrového omezení v čase jsou nicméně tyto kroky při výběru vzorku zásadní.

Celkový vzorek, který je použit pro analýzu úvěrového omezení, je 81 180 malých a středních firem. Struktura datového souboru firem podle klasifikace ekonomické činnosti NACE 2 je podrobněji prezentována v příloze 2. Tabulka 1 prezentuje datový soubor využitý pro empirickou analýzu úvěrového omezení firem.

Omezením této strategie výběru vzorku je vyloučení firem, které zbankrotovaly, z analýzy. Analýza je zaměřena na identický vzorek firem z důvodu potřeby porovnání výsledků mezi jednotlivými roky. Problém tzv. „exit and entry" tedy v analýze není zapracován. Empirická analýza tedy zkoumá převážně finančně zdravé firmy, které, jak uvádí Wehinger (2013), čelí pravděpodobně menšímu omezení v přístupu k externímu financování.[8]

[7] Důvodem heterogenity počtu firem ve vzorku je rovněž různá frekvence výskytu právní formy Společnost s ručením omezeným ve zkoumaných zemích. Tato právní forma tvoří např. v České republice 54,2% a na Slovensku 78,8% z celkového počtu malých a středních firem. Naopak v Maďarsku a Polsku tvoří tato právní forma 0,8, respektive 15,9 % z celkového počtu malých a středních firem (Amadeus, 2014).

[8] Analýza zachycující zbankrotované firmy pro Řecko byla provedena, nicméně její výsledky nejsou interpretovatelné. Zahrnutí firem před bankrotem způsobilo velké odchylky v datasetu díky extrémním hodnotám některých proměnných.

Tabulka 1: Popis datového souboru pro analýzu panelových dat

Země	Počet firem ve vzorku	Národní právní forma
Česká republika	10123	Společnost s ručením omezením
Slovensko	956	Spoločnosť s ručením obmedzeným
Polsko	1100	Spółka z ograniczoną odpowiedzialnością
Maďarsko	278	Korlátolt felelősségű társaság
Německo	555	Gesellschaft mit beschränkter Haftung
Itálie	32 681	Società a Responsabilità Limitata
Španělsko	34 860	Sociedad de Responsabilidad Limitada
Řecko	627	Eteria Periorismenis Efthynis
Celkem	81180	

Pozn. Tabulka prezentuje počet firem pro jednotlivé zkoumané státy ve vzorku a název národní právní formy Společnosti s ručením omezeným.

Pro makroekonomickou analýzu nerovnováhy na úvěrovém trhu byly využity časové řady pro Řecko v měsíční frekvenci v období od ledna 2003 do prosince 2012 z databáze Evropské centrální banky a z Eurostatu.

Všechny proměnné kromě úrokové sazby Euribor a úrokových sazeb z půjček komerčních bank a z vkladů byly linearizovány pomocí přirozeného logartitmu. Časové řady pro empirickou analýzu nerovnováhy na úvěrovém trhu nebyly stacionarizovány na základě doporučení Herrena, Hurlin a Zaki (2012) a Čeh, Dumičič a Krznar (2011), kteří zdůrazňují využití nestacionárních časových řad pro analýzu pomocí metody maximální věrohodnosti. Z tohoto důvodu byla data testována na přítomnost jednotkového kořene a byla rovněž otestována na přítomnost kointegračního vektoru.

4. Základní východiska problému úvěrového omezení firem

V souvislosti s úvěrovým omezením firem je nutné poskytnout základní úvod do hlavních důvodů úvěrového omezení firem a zdrojů financování, které firmy mohou využít pro svou činnost, do problému zadření úvěrů a možností reakce hospodářské politiky na vzniklou nerovnováhu na úvěrovém trhu, a je rovněž důležité nastínit základní teoretický vztah úvěrového a hospodářského cyklu, který formuluje teorie Finančního akcelerátoru.

4.1. Důvody úvěrového omezení firem

Důvody úvěrového omezení firem je možné hledat na straně firem i komerčních bank. Riziko a bonita potenciálních žadatelů o úvěr je posuzována již při samotné žádosti firem o bankovní úvěr. Komerční banky vyhodnocují bonitu žadatelů na základě údajů z rozvah, výkazů zisku a ztrát a podnikatelských plánů, které jsou součástí žádostí o úvěr. Na základě informací z účetních výkazů poté vyhodnocují riziko poskytnutí úvěru žadatelům a celkovou bonitu klienta. Indexy úvěrového omezení jsou sestaveny tak, aby zachytily hlavní faktory, které komerční banky zvažují při poskytování bankovních úvěrů (Kerr a Nanda, 2009).

Zadření úvěrů, jinak rovněž označované jako credit crunch, způsobuje úvěrové omezení z důvodů nedostatečné nabídky úvěrů komerčním subjektům. Toto omezení na nabídkové straně úvěrů způsobuje situaci, při které ne všechny žádosti o půjčku jsou uspokojeny (Stiglitz a Weiss, 1981), (blíže tento problém popisují kapitoly 3.3. a 3.4.).

Nedostatek zápůjčního kapitálu a problém s likviditou je dalším důvodem poklesu poskytnutých půjček komerčních bank (Vodová, 2013). Vklady na bankovních účtech komerčních bank tvoří jeden ze zdrojů pro financování úvěrů a jejich pokles se může negativně odrazit v množství úvěrové emise (Revenda, 2011).

V případě, že banky nemohou využívat zdrojů financování na mezibankovním trhu, mohou se rovněž dostat do problémů s likviditou. Riziko na mezibankovním trhu spojené s neochotou komerčních bank provádět finanční transakce, tedy tzv. „zamrznutí“ mezibankovního trhu, nutí komerční banky omezovat množství poskytnutých půjček komerčním subjektům, protože mezibankovní trh tvoří rovněž jeden ze zdrojů financování komerčních bank (Iyer a kol., 2013).

Jedním z dalších důvodů poklesu objemu poskytnutých bankovních půjček je v literatuře uváděna přílišná regulace bankovního sektoru. V případě, že jsou komerční banky nuceny držet vysoké množství povinného kapitálu, mají omezené možnosti poskytovat bankovní půjčky firmám a domácnostem (Bernanke a Lown, 1991).

4.2. Zdroje financování firem v průběhu finanční krize

Firmy mohou využít pro svou činnost dva základní druhy financování – financování z vnitřních (interních) zdrojů a z vnějších (externích zdrojů). Interní zdroje financování získává podnik na základě vlastní činnosti a mají podobu zisku podniku, odpisů, prostředků získaných prodejem nevyužitých aktiv podniku a příjmů z nedobytných pohledávek a prodeje nevyužitého majetku například v důsledku racionalizace určité oblasti činnosti podniku. (Martinovičová, Konečný, Vavřina, 2014).

Externí zdroje financování firmy jsou zdroje financování mimo vnitřní činnost podniku. Nejčastějšími zdroji externího financování firmy jsou vklady vlastníků, emise obligací, dlouhodobé a střednědobé úvěry a zvláštní formy financování v podobě leasingu, factoringu, forfaitingu, rizikového kapitálu a dotací (Koráb, V., Mihalisko, 2005).

Tato disertační práce se zaměřuje na externí financování malých a středních firem v podobě bankovních úvěrů. Jak uvádí Hölzl (2010) malé a střední firmy jsou více závislé na bankovních půjčkách než firmy velké. Z tohoto důvodu nerovnováhy na úvěrovém trhu a úvěrové šoky velmi zasahují chod malých a středních firem. Tyto firmy mají více procyklické změny tržeb a citlivěji reagují na různé fáze hospodářského cyklu (Bernanke, Gertler a Gilchrist, 1999). Rostoucí úvěrové omezení zasahuje malé a střední firmy z výše prezentovaných důvodů velmi výrazným způsobem v porovnání s velikými firmami, které mohou ve větší míře využít ostatní zdroje externího financování (Lamont, Polk a Saá-Requejo, 2001).

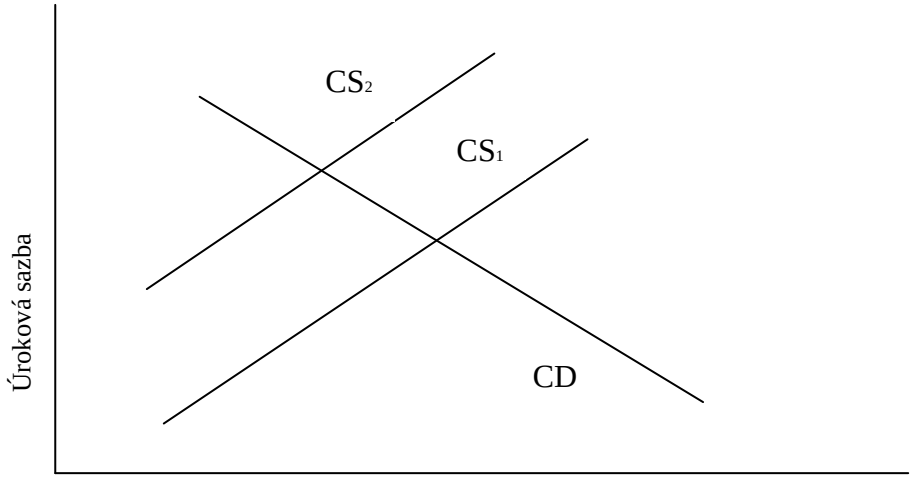
Finanční krize měla zásadní dopad na rozvahy komerčních bank i na možnosti jejich financování a ziskovost. Z tohoto důvodu došlo k poklesu množství poskytnutých úvěrů, což vedlo firmy k vyššímu využívání ostatních zdrojů externího financování v Evropské unii (Evropská komise, 2010) i v USA (Adrian, Colla, Shin, 2012). Vysoké množství nových emitovaných firemních dluhopisů v roce 2009 ukazuje, že byly firmy schopny část externích zdrojů v podobě bankovních půjček nahradit emisí dluhopisů. Nicméně na rozdíl od USA,

kde firmy získávají výrazné množství kapitálu emisí dluhopisů, je financování firem ve většině států Eurozóny více závislé na bankovním sektoru (ECB, 2010). Finanční krize tak ukázala, že jsou firemní struktury financování v EU adaptabilní a především velké firmy mohou z části substituovat bankovní půjčky jinými zdroji externího financování.

4.3. Problém zadření úvěrů (credit crunch)

Firmy čelí výraznému úvěrovému omezení v případě zadření úvěrů bankovního sektoru (jinak zvaného rovněž credit crunch). Credit crunch lze definovat několika způsoby. Bernanke a Lown (1991) definují zadření úvěrů jako významný posun nabídky úvěrů směrem doleva při konstantní reálné úrokové sazbě a kvalitě žadatelů o úvěr (situaci ilustruje obr. 4).

Obrázek 4: Zadření úvěrů - definice podle Bernankeho a Lowna



Pozn:: CS_2 označuje posun nabídky úvěrů z pozice nabídky úvěrů CS_1 při zadření úvěrů, CD označuje poptávku po úvěrech.

Zdroj: Bernanke a Lown (1991).

Alternativní vymezení pojmu je poskytnuto Ghoshem a Ghoshem (1999), kteří identifikují credit crunch v případě existence nerovnováhy na úvěrovém trhu, kdy dochází k existenci převisu poptávky po úvěrech nad jejich nabídkou. Úroková sazba tedy nevyčišťuje úvěrový trh a dochází ke kvantitativnímu omezení v množství přidělených úvěrů.

Zadření úvěrů je problémem pro tvůrce měnové politiky, protože snižuje účinnost nepřímých nástrojů měnové politiky. Empiricky je tento problém zachycen Bijapurem (2010), který ukazuje na příkladu čtyř finančních krizí ve Spojených státech amerických, že se měnová politika stává méně efektivní v případě, že v ekonomice nastává credit crunch. V případě, že úroková elasticita nabídky úvěrů je nízká, centrální banky nemohou efektivně reagovat na ekonomický šok expansivní měnovou politikou. V průběhu zadření úvěrů tedy dochází k přerušení úvěrového transmisního mechanismu měnové politiky.

V případě nutnosti stabilizovat hospodářský cyklus měnovou politikou je zadření úvěrů velkým problémem. Z důvodu poklesu úvěrové emise dochází k rostoucímu úvěrovému omezení firem, které nemohou dostatečně efektivně financovat své investice. Zadření úvěrů a z něj plynoucí úvěrová omezení mají následně vliv na růst nezaměstnanosti a pokles hrubého domácího produktu (Bernanke a Lown, 1991).

Existuje množství studií zaměřených na identifikaci problému zadření úvěrů. V této souvislosti je vhodné zmínit ty, které se týkají států Evropské unie. Čeh, Dumičić a Krznar (2011) zkoumají úvěrový trh v Chorvatsku. Autoři identifikují tři období, ve kterých se liší jejich výsledky. V prvním období mezi roky 2000-2002 byl úvěrový trh v Chorvatsku v nerovnováze. V období od konce roku 2002 do třetího čtvrtletí roku 2008 byl chorvatský úvěrový trh charakterizován převisem nabídky úvěrů nad jejich poptávkou. V průběhu finanční krize (třetí čtvrtletí 2008 - konec 2009) poptávka po úvěrech převyšovala nabídku úvěrů. Autoři tedy v průběhu finanční krize identifikují na chorvatském úvěrovém trhu credit crunch. Iyer a kol. (2013) zkoumají dopad finanční krize a možnost vzniku zadření úvěrů v Portugalsku. Jejich výsledky naznačují, že banky, které spoléhaly více na financování na mezibankovním trhu, omezily úvěrovou emisi v průběhu finanční krize výrazněji. Jejich výzkum ilustruje roli zamrznutí mezibankovního trhu při redukci úvěrové emise a při zadření úvěrů.

Hurlin a Kierzenkowski (2007) analyzují úvěrový trh v Polsku v devadesátých letech 20. století. Atanasova a Wilson (2004) zkoumají úvěrový trh ve Velké Británii v 90. letech 20. století. Jejich výsledky naznačují, že v průběhu ekonomické krize je počet firem s úvěrovým omezením výrazně vyšší, než v období předkrizovém. Kremp a Sevestre (2013) zkoumají přístup malých a středních firem k bankovním půjčkám ve Francii v průběhu finanční krize. Jejich cílem je zodpovědět na otázku, zda-li je možná nerovnováha způsobena nedostatečnou

nabídkou nebo nedostatečnou poptávkou po úvěrech. Výsledky jejich analýz na panelových datech naznačují, že ve Francii nedošlo k problému zadření úvěrů v průběhu finanční krize.

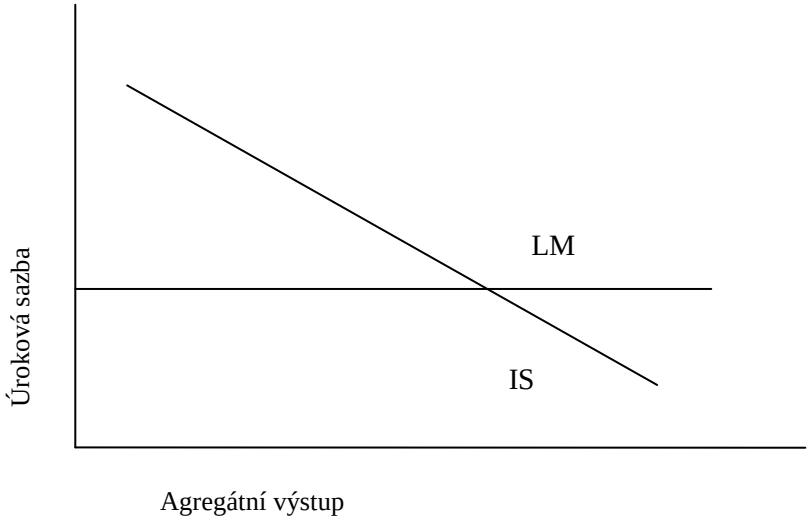
Režňáková a Kapounek (2014) zkoumali existenci zadření úvěrového trhu na časových řadách v České republice v průběhu finanční krize. Jejich výsledky naznačují, že po vypuknutí krize v roce 2007 došlo k poklesu úvěrové emise z důvodu snížené investiční a ekonomické aktivity a že zde nedošlo v průběhu finanční krize v České republice k zadření úvěrů.

4.4. Účinnost nástrojů hospodářské politiky ve vztahu k řešení zadření úvěrů

Centrální banky standardně využívají nepřímých nástrojů při provádění měnové politiky v reakci na pokles úvěrové emise. Efektivita měnové expanze je velmi limitována v případě problému pasti likvidity, která nastává v případě, že je poptávka po penězích v ekonomice vysoce citlivá na změnu úrokové sazby. Měnová expanze je v tomto případě následována pouze malou změnou úrokové sazby. V případě, že nedojde následkem expanzivní měnové politiky ke změně úrokové sazby, nezmění se poptávka po autonomních výdajích, agregátní poptávka ani se nezvýší důchod (Mach, 2001). Křivka LM je horizontální, změna nabídky peněz ji neovlivní (blíže obr. 5). Někteří autoři naznačují, že problém pasti likvidity v Eurozóně v průběhu finanční krize nastal (např. Duprat, 2013).

V případě selhání nepřímých nástrojů měnové politiky, kdy dochází k přerušení úvěrového transmisního mechanismu, nastává prostor pro využití přímých nástrojů měnové politiky. Revenda (2011) argumentuje, že přímé nástroje měnové politiky např. v podobě úvěrových limitů bank představují nejúčinnější nástroje měnové politiky ve vztahu k podpoře úvěrové emise, protože má centrální banka přímý vliv na množství poskytnutých úvěrů.

Obrázek 5: Past likvidity v modelu IS-LM



Pozn.: LM označuje křivku rovnováhy na trhu peněz a IS křivku rovnováhy na trhu zboží a služeb.
Zdroj: upraveno podle Mach (2001).

Pokud na úvěrovém trhu nastává nerovnováha projevující se převisem nabídky úvěrů nad poptávkou po úvěrech, má hlavní roli při řešení situace expanzivní fiskální politika vlády. Teoreticky je možné nalézt argumentaci pro tuto situaci v post-keynesiánské teorii endogenity peněz. V rámci široce přijímaného konsensu, že tvorba peněz je vyvolána poptávkou po nich, je možné identifikovat kauzalitu tvorby peněz vedoucí od hospodářského cyklu determinujícího poptávku po úvěrech, která následně vyvolává úvěrovou kreaci. Při fiskální expanzi dochází k růstu disponibilního důchodu domácností a podpoře hospodářských výsledků firem. Podpora soukromé poptávky a výkonnosti firem může vyústit v nárůst poptávky po krátkodobých půjčkách a úvěrech. Teprve tyto žádosti o úvěr vytvářejí úvěrovou kreaci tvorby peněz endogenním způsobem. Kauzalita tedy vede od ekonomického růstu k poptávce po úvěrech a následně k růstu úvěrové emise (blíže např. Sojka, 2010b, a Hewitson, 1997).

4.5. Vztah úvěrového a hospodářského cyklu – teorie Finančního akcelerátoru

Teorie Finančního akcelerátoru, poprvé popsaná Bernankem, Gertlerem a Gilchristem (1996), umožňuje identifikovat spojitost mezi nerovnováhami na úvěrovém trhu a hospodářským cyklem. Nerovnováhy na úvěrovém trhu nejen ovlivňují, ale mohou výrazně zesílit dopad makroekonomického šoku. Klíčový mechanismus finančního akcelerátoru zahrnuje spojitost mezi „marží externího financování“ (rozdíl mezi náklady externího financování a náklady

obětované příležitosti interních zdrojů firmy), a čistým jměním potenciálních vypůjčovatelů. V případě nerovnováh na úvěrovém trhu standardní modely zahrnující asymetrické informace ukazují, že marže externího financování inverzně závisí na čistém jmění vypůjčovatelů. Bernanke, Gertler a Gilchrist (1999) doplnili tyto předpoklady o modelový rámec umožňující zkoumané vztahy analyzovat empiricky a začlenili strnulé ceny a peněžní sektor do modelu.

Existuje řada empirických studií, které zkoumají vliv frikcí na úvěrovém trhu na hospodářský cyklus. Almedia, Campello a Liu (2006) testují předpoklady finančního akcelerátoru na trhu s nemovitostmi. Trh s nemovitostmi tvoří ideální podmínky prr testování této teorie, protože dostupnost hypoték domácnostem je obvykle omezena do určité míry hodnotou nemovitosti, kterou vlastní nebo kterou si hodlají zakoupit. Výsledky výzkumu umožňují pochopit působení finančního akcelerátoru ve vztahu k trhu nemovitostí. Díky propojenosti trhu s nemovitostmi a úvěrového trhu je možné identifikovat mechanismus, pomocí kterého malé lokální šoky na úvěrovém trhu mohou být znásobeny a přeneseny do reálné ekonomiky.

Vliv frikcí na úvěrovém trhu na trh práce je zkoumán Chodorow-Reichem (2014). Jeho výsledky ukazují, že úzký vztah mezi bankami a vypůjčovateli („tzv. relationship banking“) a dostatek informací mezi oběma stranami umožňují snížit riziko dopadu frikcí na úvěrovém trhu na firemní sektor a tím i snížit jejich dopad na zaměstnanost.

5. Hlavní důsledky finanční krize v Evropské unii

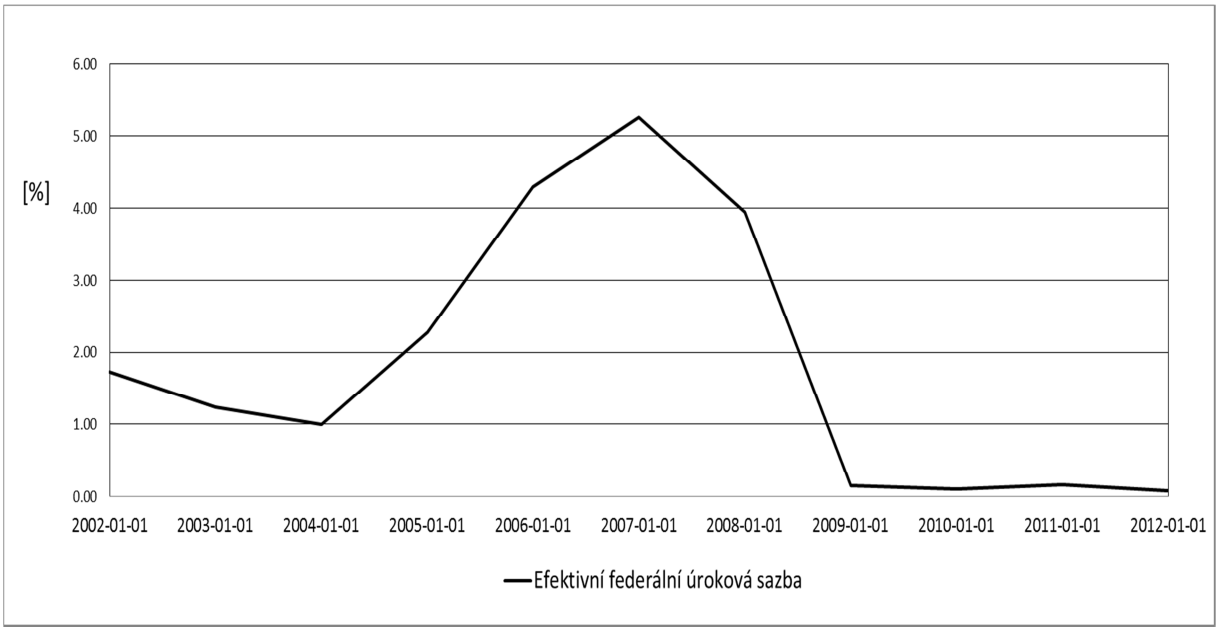
Předchozí kapitola poskytnula stručný přehled základních východisek vztahujících se k úvěrovému omezení firem. Tato kapitola popisuje v obecnějších rysech hlavní příčiny krize, její důsledky, průběh a provedená opatření k jejímu řešení.

5.1. Kořeny finanční krize a kanály jejího rozšíření do Evropské unie

Příčiny vypuknutí finanční krize jsou popisovány mnoha autory (např. Mizen, 2008; Lungová, 2011; Iyer a kol., 2013). Obvykle jsou kořeny finanční krize popisovány jako kombinace dlouhodobých ekonomických nerovnováh a krátkodobých spouštěcích faktorů, které vedly k vypuknutí krize. Mizen (2008) uvádí, že hlavními důvody finanční krize byly globální pokles úspor domácností a nárůst dluhu domácností, uvolněná měnová politika americké centrální banky FED, růst úvěrové emise ve Spojených státech Amerických a sekuritizace aktiv spočívající ve vytváření „balíčků“ aktiv s různou rizikovostí.

Jedním z hlavních faktorů, které vyvolaly finanční krizi, byla příliš uvolněná měnová politika americké centrální banky FED, která postupně snížila svou základní úrokovou sazbu na nejnižší hodnotu od 2. světové války (Lungová, 2011). Na této úrovni (kolem 1 procenta) zůstala téměř po dobu 3 let (obr. 6).

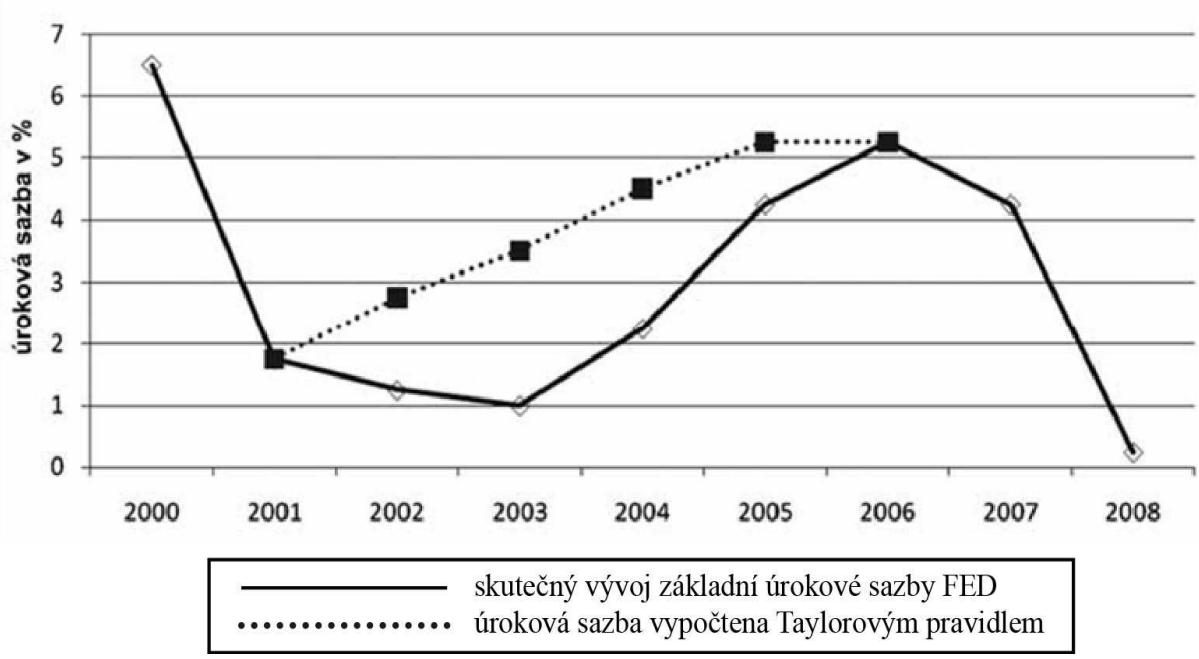
Obrázek 6: Základní úroková sazba centrální banky FED [%]



Zdroj: Fred, Federal Reserve Bank of St. Louis Database (2015).

Z důvodu nízkých úrokových sazeb došlo v americké ekonomice k přebytku nabídky peněz. Obrázek 7 srovnává skutečný vývoj úrokové míry v USA s vývojem, který by odpovídal Taylorovu pravidlu. Pravidlo pracuje s obecně uznávaným tvrzením, že pokud roste agregátní výstup rychleji než potenciální produkt, případně pokud ekonomika trpí vysokou inflací, měla by centrální banka zvyšovat své sazby a naopak. Z grafu je zřejmé, že monetární politika byla v kritickém období v porovnání s žádoucím stavem příliš uvolněná (Lungová, 2011).

Obrázek 7: Sazba centrální banky FED - skutečná v porovnání s předpoklady podle Taylorova pravidla



Zdroj: Lungová (2011).

Nízké úrokové sazby stimulovaly úvěrovou emisi nejen bonitním, ale rovněž rizikovým klientům. S poklesem úrokové sazby FEDu a následně i úrokové sazby hypotečních úvěrů si začaly pořizovat nemovitosti i domácnosti, které by za normální situace na vlastní bydlení neměly dostatek finančních prostředků (Mizen, 2008). Ve Spojených státech amerických postupně vznikala finanční nestabilita projevující se růstem úvěrové emise a s tím souvisejícího růstu cen nemovitostí. Nízké úrokové sazby a poskytování úvěrů i nebonitním klientům stimulovalo úvěrovou emisi, což vedlo k hypotečnímu „boomu“ na trhu realit v období před vypuknutím finanční krize (2003-2006). V této době v USA zřejmě selhal dohled nad bankovním trhem, protože růst cen nemovitostí a růst úvěrové emise již několik let před vypuknutím finanční krize signalizovaly vynikající nerovnováhu (Mizen, 2008).

K rozšíření krize za hranice USA velmi přispěl problém tzv. sekuritizace nejrizikovějších (subprime) hypoték. Tím, že docházelo k seskupování půjček do tzv. tranší, jejich klasifikaci a sekuritizaci a poté odprodávání, se přesouvalo riziko na další subjekty. Prodávané půjčky byly na pověření prodávajících hodnoceny ratingovými agenturami (Aiginger, 2009). Tato praxe by měla v ideálním případě omezit riziko kupujícího, nicméně v tomto případě daný mechanismus selhal, protože hodnotící agentury byly vesměs placeny institucemi, jejichž produkty oceňovaly (Stiglitz, 2008). Rizikové a po vypuknutí krize nesplacené sekuritizované hypotéky zůstaly nedobytnými pohledávkami v bilancích komerčních bank v Evropské Unii i dalších zemích, což přispělo ke kolapsu řady finančních institucí (Aiginger, 2009).

Spouštěcím mechanismem, kterým vyvrcholily dlouhodobé ekonomické nerovnováhy v USA, byl bankrot investiční banky Lehman Brothers 15. září 2008, které, na rozdíl od hypotečních bank Fannie Mae a Freddie Mac, nebyla poskytnuta finanční pomoc. Další banky, které se dostaly do finančních potíží, byly zestátněny (např. největší pojišťovna na světě AIG a banka Washington Mutual) nebo byly převzaty jinými bankami (např. finanční ústav Merill Lynch byl převzat Bank of America, banka Wachovia přešla pod Citigroup), (Lungová, 2011). Díky propojenosti finančních trhů a expozici evropských bank vůči bankám americkým, z nichž některé byly systémově důležité, a existenci sekuritizovaných aktiv bez reálné hodnoty, se finanční krize rozšířila ze Spojených států Amerických do Evropy.

Příčinou finanční krize a následného hospodářského poklesu tedy nebyla jedna konkrétní skutečnost, ale šlo o působení více faktorů, šoků a nerovnováh. Lze tedy nalézt krátkodobé a dlouhodobé faktory, které vyústily ve vypuknutí finanční krize, jejíž průběh se v Evropské unii datuje do období 2008-2009 (Wehinger, 2014).

Problémy lze nalézt v hospodářské politice, nadhodnoceném očekávání výnosů, špatném systému odměňování manažerů, slabé koordinaci řešení krize mezinárodními institucemi i v podcenění rizika vypuknutí krize. Tabulka 2 poskytuje stručný přehled příčin finanční krize.

Tabulka 2: Příčiny finanční krize

Krátkodobý spouštěcí mechanismus:	• laxní poskytování hypotečních úvěrů bez patřičného zajištění domácnostem, které představovaly riziko z hlediska budoucího splácení • spojování jednotlivých finančních instrumentů a půjček, jejich sekuritizace

	a následný prodej
Dlouhodobé příčiny:	• podcenění vzniku nových finančních instrumentů a nedostatečné přizpůsobení regulačního rámce (nedostatečná regulace v oblasti finančních derivátů, investičních fondů) • oligopolní struktura ratingových agentur • zanedbání systémového rizika
Makroekonomická nerovnováha:	• přebytek úspor asijských zemí a zemí produkujících ropu • trojnásobný deficit v USA: obchodní, rozpočtový a úspor • nedostatečné omezení nabídky peněz po oživení v r. 2002
Nadhodnocené očekávání výnosů:	• nové formy nahrazující vlastní jmění • spekulace bank, firem a spotřebitelů
Přitěžující faktory:	• měnová a cenová bublina (ceny surovin, ropy a potravin) • důraz na krátkodobé zisky, účetní pravidla • nedostatek surovin, energie a potravin
Neadekvátní systém odměn manažerů:	• bonusy za krátkodobý úspěch • vyšší zisky z finančního kapitálu než z reálných investic • spekulace jako atraktivní profese • sliby bezrizikových investic od poradců
Slabá koordinace:	• MMF, Světová banka, G7, konkurenční politika, daňové ráje • podcenění systémového rizika

Zdroj: Lungová (2011).

5.2. Dopad finanční krize na ekonomiky států Evropské unie

Na časových řadách států, které zkoumá provedená empirická analýza této disertační práce, jsou v této podkapitole ilustrovány dopady finanční krize po jejím rozšíření z USA skrze sekuritizovaná strukturovaná aktiva.

Finanční krize způsobila nárůst rizika na mezibankovním trhu a nedůvěry provádět refinanční operace na mezibankovním trhu (Vodová, 2013; Iyer a kol., 2013). Evropská centrální banka se snažila svými měnově-politickými nástroji doplnit likviditu bankovního sektoru a zamezit

poklesu množství poskytnutých úvěrů domácnostem a firmám tak, aby finanční krize zasáhla reálnou ekonomiku členských států v co nejmenší míře.

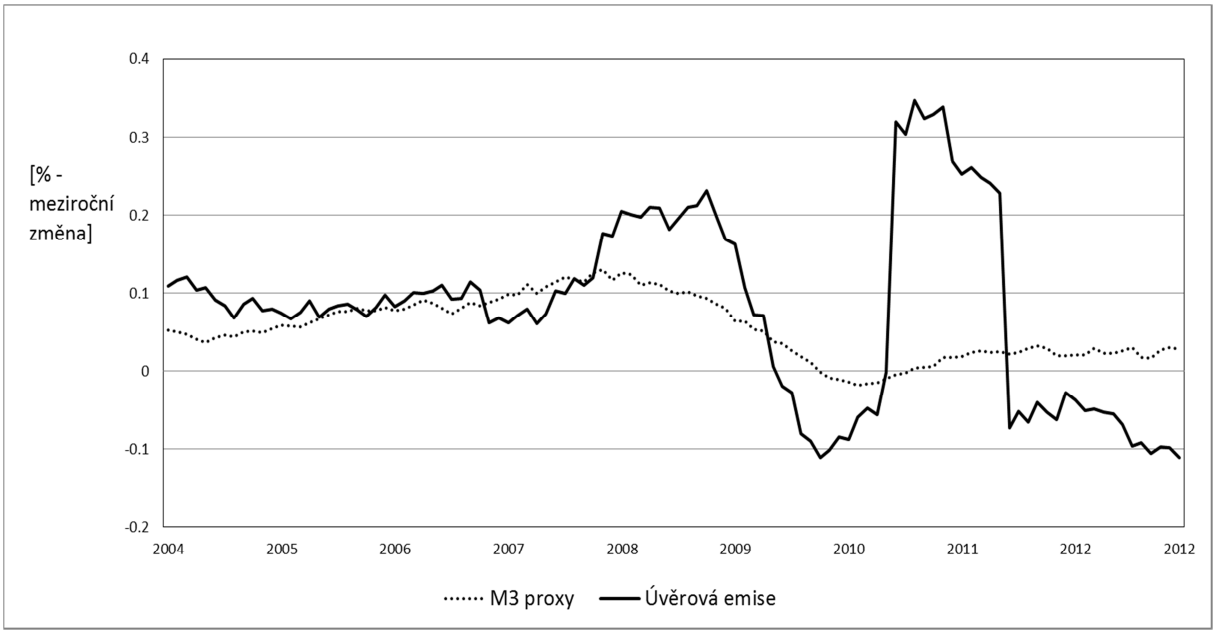
Reakce ECB na finanční krizi v podobě expansivní měnové politiky vedla k výraznému poklesu všech sledovaných úrokových sazeb v Eurozóně. Po roce 2008 poklesla základní úroková sazba pro hlavní refinanční operace z 4,25% na 1%, mezní zápůjční facilita z 5,25% na 1,75%, depozitní sazba z 3,25% na 0,25% a mezibankovní sazby EONIA a tříměsíční Euribor přibližně kopírovaly vývoj ostatních úrokových sazeb v Eurozóně (ECB, 2011).

Uvolněná měnová politika ECB nicméně vedla k nerovnoměrnému rozložení peněžní zásoby v Eurozóně. Poměnková a Kapounek (2013) pomocí waveletovské analýzy identifikovali heterogenní distribuci nabídky peněz v Eurozóně v průběhu finanční krize. Zemí, kde došlo k poklesu nabídky peněz i přes expanzivní měnovou politiku ECB bylo Řecko.

V Řecku vedla finanční krize následkem „zamrznutí“ mezibankovního trhu i odlivu peněz z ekonomiky k výraznému poklesu úvěrové emise komerčních bank. Z obrázku 8 je viditelné, že nabídka peněz v Řecku nekorespondovala s vývojem množství poskytnutých úvěrů. V období od ledna 2009 do března 2009 došlo meziročně zároveň k nárůstu peněžní zásoby a k poklesu úvěrové emise, podobně jako v roce 2012. Je nutné zdůraznit, že obrázek 8 ilustruje meziroční změny, tedy i v případě poklesu křivky meziroční změny dochází k meziročnímu růstu zkoumané proměnné v případě, že má změna kladnou hodnotu. Vývoj časových řad tedy naznačuje, že byla měnová politika ECB méně účinná v souvislosti s podporou úvěrové emise komerčních bank v Řecku.

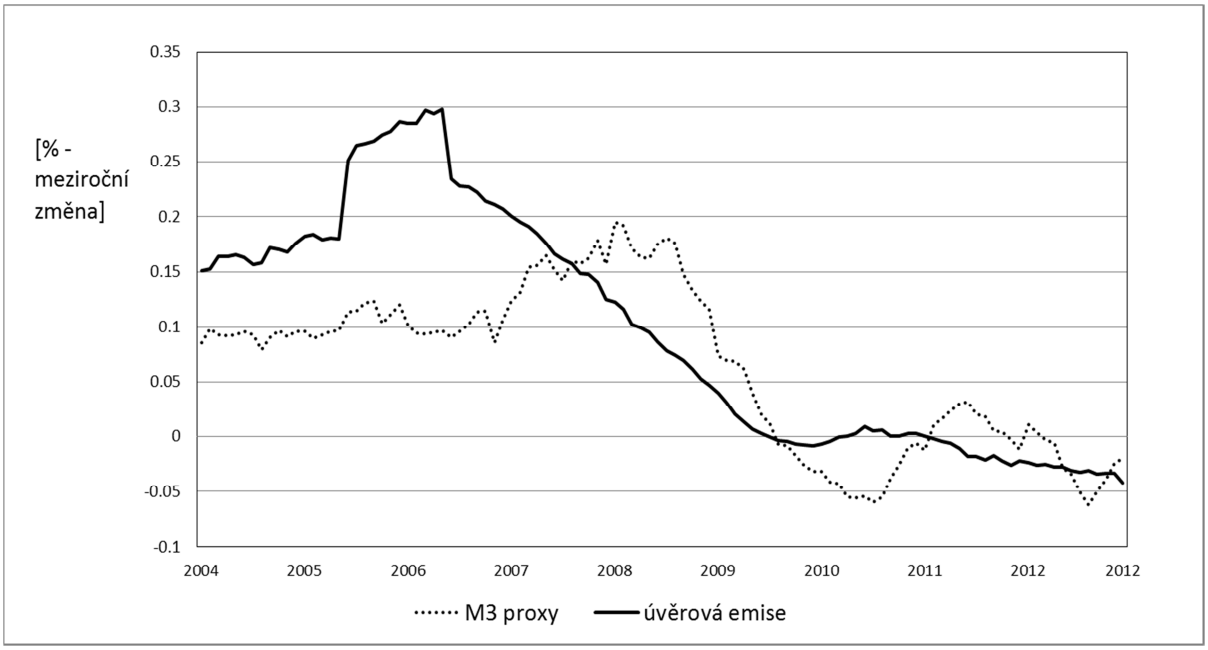
V případě vývoje zástupné proxy proměnné pro měnový agregát M3 a úvěrové emise ve Španělsku je možné nalézt nesoulad mezi vývojem měnového agregátu M3 pouze v období od ledna 2011 do prosince 2011 (obr. 9) projevující se růstem nabídky peněz současně s poklesem úvěrové emise.

Obrázek 8: Vývoj proxy měnového agregátu M3 a úvěrové emise v Řecku



Zdroj: ECB, vlastní analýza.[9]

Obrázek 9: Vývoj proxy měnového agregátu M3 a úvěrové emise ve Španělsku

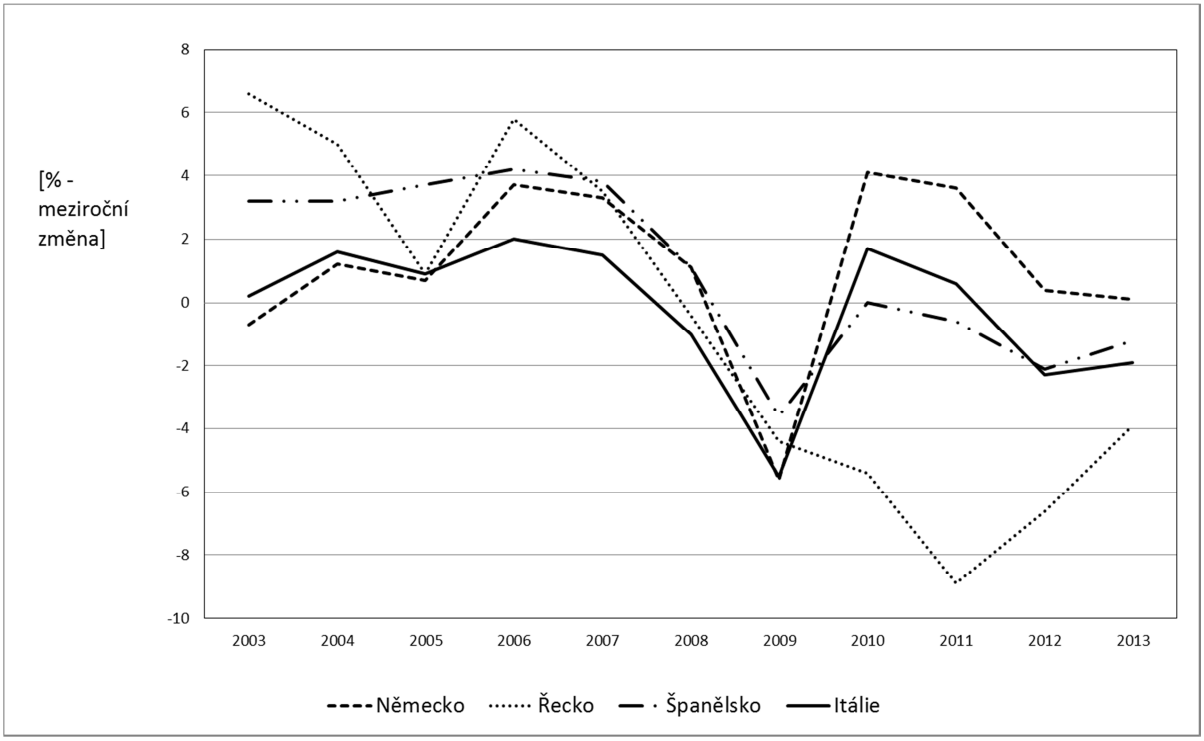


Zdroj: ECB, vlastní analýza.

[9] Pozn: vzhledem k faktu, že měnové agregáty pro jednotlivé členské státy Eurozóny nejsou standardně k disposici, byla spočítána zástupná proxy proměnná pro měnový agregát M3 podle definice ECB, na základě vztahu: M3 = peníze v oběhu + deposita uložené přes noc u ECB („overnight deposits“) + depozita se splatností do 2 let + depozita s výpovědní lhůtou do 3 měsíců + repo operace („repurchase agreement“) + fondy peněžního trhu + dluhové cenné papíry se splatností do 2 let.

Nerovnováha na úvěrových trzích a pokles úvěrové emise po vypuknutí finanční krize Eurozóně se promítnuly do reálného výkonu ekonomiky většiny států Eurozóny. Nejen tzv. periferní státy Eurozóny (např. Itálie, Španělsko a Řecko), ale i německá ekonomika dospěla v roce 2009, případně i dalších letech, do recese (obr. 10).

Obrázek 10: Růst reálného HDP ve vybraných státech Eurozóny



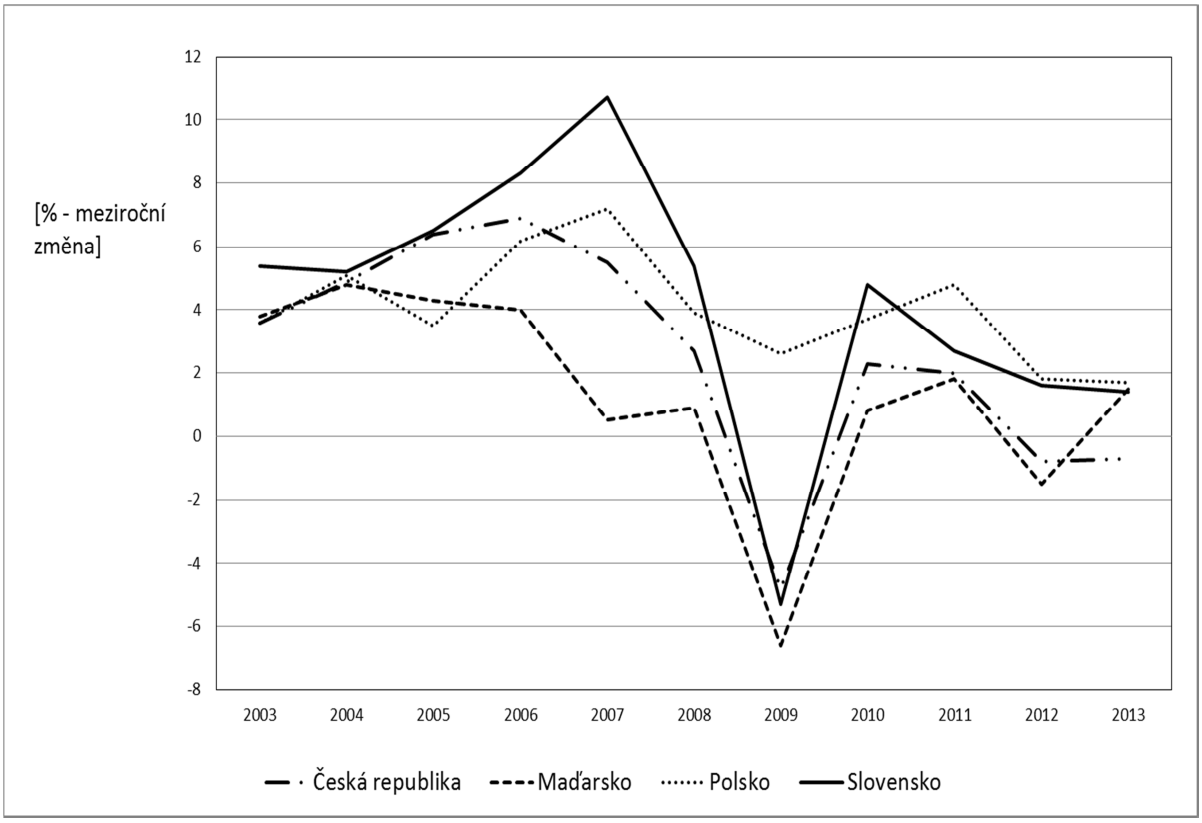
Zdroj: Eurostat.

Z důvodu obchodní provázanosti států Eurozóny a zemí střední a východní Evropy se krize rozšířila i do zemí tzv. V4. Obecně známá je závislost České republiky na zahraniční poptávce, která v případě exportu do Německa tvoří významnou část ekonomického výkonu české ekonomiky. Finanční krize se tak rozšířila i do států, které měly nejtěsnější obchodní vazby se státy Eurozóny, které zasáhla finanční krize. Hegerty (2012) prokázal, že fluktuace ekonomického výstupu Německa ovlivňují ekonomický růst i v Maďarsku a Slovensku. Jeho výzkum rovněž ukázal, že existuje i významná citlivost na fluktuace ekonomického výstupu mezi státy skupiny V4. Česká republika reaguje citlivě na volatilitu výstupu v Polsku, ale méně na volatilitu výstupu na Slovensku. Hospodářský výkon maďarské ekonomiky je silně ovlivněn ekonomickými šoky v Polsku a na Slovensku. Na

druhé straně Polsko působí spíše jako zdroj ekonomického šoku, než jako jeho příjemce. Jako jediná země, která prošla finanční krizí bez ekonomické recese, reaguje pouze na šoky a „nákazu“ přicházející ze slovenské ekonomiky.

Z těchto důvodů došlo k druhé vlně finanční krize i ve státech Višegrádské skupiny. Kromě Polska se Česká republika, Slovensko a Maďarsko ponořily do recese (obr. 11).

Obrázek 11: Růst reálného HDP ve státech skupiny V4



Zdroj: Eurostat.

5.3. Měnově-politická a institucionální opatření v souvislosti s finanční krizí

Jak uvádí Baldwin a Wyplosz (2013) vlády a centrální banky v EU využily zkušeností z Velké hospodářské deprese ve 30. letech 20. století a začaly prosazovat sadu opatření pro řešení finanční krize, které lze shrnout do 3 oblastí. Zaprvé, centrální banky musely poskytnout likviditu finančnímu systému a zahájit výrazně expanzivní politiky. Zadruhé, velké finanční instituce, rovněž označované jako systémově důležité, musely být zachráněny. Zatřetí, vlády musely použít fiskální politiku, aby zabránily vzniku recese. Centrální banky a vlády realizovaly všechny výše uvedené kroky.

První sada opatření, kterou Evropská centrální banka reagovala na finanční krizi, bylo snížení úrokových sazeb, dodávání likvidity komerčním bankám, a skupinou nestandardních opatření zahrnující i program odkupu krytých vládních dluhopisů od komerčních bank (Baldwin a Wyplosz, 2013).

Nestandardní opatření zahrnovala tři následující kroky (ECB, 2010). Prvním opatřením ECB bylo poskytnutí neomezeného přístupu k likviditě finančním institucím v Eurozóně za adekvátní zástavu. Cílem tohoto kroku bylo podpořit krátkodobé potřeby financování bank a podpořit úvěrovou emisi domácnostem a firmám. Druhým opatřením bylo rozšíření seznamu aktiv přijatých jako zástava pro refinancující operace s cílem snížit omezení bank na straně aktiv rozvah bank. Posledním nestandardním opatřením bylo oznámení ECB, že bude implementovat další dlouhodobé refinanční operace se splatností do šesti měsíců, od května 2009 dokonce i se splatností 1 rok. Cílem těchto opatření bylo rovněž zlepšit likvidní pozici bank, dále snížit rozdíly v úrokových sazbách na peněžním trhu a přispět k jejich udržení na nízké úrovni.

Program odkupu krytých vládních dluhopisů začal být realizován v červenci roku 2009 a pokračoval do konce června 2010, přičemž objem odkoupených dluhopisů dosáhl více než 60 mld. Euro. V průběhu této doby bylo nakoupeno ECB 422 dluhopisů, z nichž 27 % na primárním trhu a 73% na sekundárním trhu (Beirne a kol., 2011). Účelem programu odkupu dluhopisů bylo (Beirne a kol., 2011) snížit úrokové sazby na peněžním trhu, zjednodušit podmínky pro získání úvěrů pro firmy a podpořit likviditu bankovního sektoru. Výsledkem programu doplnění likvidity byl nárůst bilance aktiv Evropské centrální banky o více než 50%, (Baldwin a Wyplosz, 2013).

Druhým důležitým krokem v reakci na finanční krizi byla nutnost zachránit systémově důležité banky. Systémově důležitá banka je instituce, jejíž bankrot by způsobil kolaps celého bankovního systému dané země nebo regionu. Vláda, která se rozhodne zachránit systémově důležitou banku, zvažuje, zda nevytváří prostor pro morální hazard. Morálním hazardem je míněn problém, kdy banky ví, že jsou systémově důležité, předpokládají, že vláda nedopustí, aby zkrachovaly, a tak přijímají větší riziko při svých obchodních operacích (Mizen, 2008). Systémově důležité instituce, které byly zachráněny vládami Evropské unie, byly mj. Anglo-Irish Bank v Irsku, belgické banky Fortis a Dexia a britská místní banka Bradford and Bradley (Lungová, 2011).

Reakcí na proběhnutou finanční krizi bylo rovněž zavedení vyšší regulace bankovního sektoru a finančních trhů v EU a vytvoření několika důležitých institucí, které by měly zabránit vzniku finanční nestability a opakování finanční krize. První z nich je Evropský systém finančního dohledu (ESFS) skládajícího se ze tří institucí dohlížející na bankovní sektor – Evropský orgán pro bankovnictví (EBA - European Banking Authority), finanční trhy – Evropský úřad pro cenné papíry a trhy (ESMA - Europan Securities and Markets Authority), a na sektor pojišťovnictví a zaměstnaneckého pojištění – Evropský úřad pro pojišťovnictví a zaměstnanecké penzijní pojištění (EIOPA - European Insurance and Occupational Pensions Authority), (Baldwin a Wyplosz, 2013).

Druhým orgánem je Evropská bankovní unie (EBU – European Banking Union). V listopadu 2014 vstoupil v účinnost první pilíř Bankovní unie (Jednotný systém dohledu), v jehož rámci má Evropská centrální banka pravomoc provádět dohled nad bankovními systémy států, které se k Bankovní unii připojily (EBA, 2015). Druhý pilíř v podobě Jednotného mechanismu pro řešení problémů bank a třetí pilíř integrující pojištění vkladů u komerčních bank jsou stále v procesu jednání, příp. implementace (Evropský Parlament, 2015).

Další institucí založenou v reakci na proběhnutou finanční krizi je Evropská rada pro systémová rizika (European Systemic Risk Board). Jejím úkolem je provádět makroobezřetnostní dohled nad finančním systémem v rámci Unie a přispívat k předcházení systémovým rizikům pro finanční stabilitu, případně tato rizika zmírňovat (ESRB, 2015).

Při tvorbě regulatorního rámce je možné vysledovat významně podobné rysy s návrhy, které poskytl Hyman Minski v souvislosti s řešeními finanční nestability ve své knize Stabilizace nestabilní ekonomiky (1986).

6. Přehled metod analýzy úvěrového omezení

Metody empirické analýzy úvěrového omezení a nerovnováhy na úvěrovém trhu využívají především dotazníkových šetření a jejich analýzy pomocí logit a probit modelů, statických a dynamických regresních modelů odhadnutých na panelových datech, modelů odhadnutých pomocí aplikace metody maximální věrohodnosti na trh v nerovnováze, proxy proměnných a analýzy pomocí indexu omezení v přístupu k externímu financování.

6.1. Analýza dotazníkových šetření

Cílem dotazníkových šetření je obvykle identifikovat vnímání obtíží firem při získávání externího financování. Evropská Komise a Evropská centrální banka každoročně publikuje výsledky dotazníkového šetření SAFE (Survey on the Access to Finance of Enterprises) zaměřeného na přístup firem k externím zdrojům financování. Tato databáze poskytuje časově srovnatelná data o malých a středních firmách týkající se podmínek jejich financování v porovnání s velkými firmami. Databáze je členěna podle velikosti firem, sektoru působnosti, stáří firmy, míry finanční nezávislosti a typu vlastnictví. Rovněž Eurostat provádí šetření u malých a středních firem ohledně jejich budoucích potřeb financování a ohledně jejich vnímání faktorů, které omezují jejich růst a další rozvoj.

Empirické výzkumy využívající dotazníkových šetření reprezentuje např. Hölzl (2010), který se zaměřuje na rakouský firemní sektor v průběhu finanční krize. Autor analyzuje dotazníková šetření provedených institutem WIFO ve spolupráci s Rakouskou centrální bankou.

6.2. Regresní modely a modely s diskrétní závislou proměnnou

Data z dotazníkových šetření jsou často analyzována pomocí modelů s diskrétní závislou proměnnou. Costa, Malgarini a Margani (2012), Wagner (2013), a Casey a O'Toole (2013) využívající jak probit, tak logit modely, zatímco Allegrezza, a kol. (2013), a Egger a Kesina (2013) používají pro studium přístupu firem k externímu financování logit model. Podobně Drakos (2013) a Artola a Genre (2011) využívají probit model. Modely s diskrétní závislou proměnnou, často využívající databázi SAFE, umožňují identifikovat determinanty úspěchu při získání bankovní půjčky a faktory, které ovlivňovaly úvěrové omezení firem.

Panelová data umožňují využívat statické a dynamické regresní modely. González, Lopez a Saurina (2007) využívají dynamický panelový GMM model, zatímco Fagiolo a Luzzi (2006) identifikují likvidní omezení v souvislosti s velikostí firmy a jejím růstem pomocí statického regresního modelu. Iyer a kol. (2013) a Radulescu (2010) využívají pro analýzu přístupu firem k bankovním půjčkám metodu OLS.

6.3. Modely tržní nerovnováhy

Nerovnovážný model pro zkoumání úvěrového trhu je využit Krempem a Sevestrem (2013), kteří zkoumají přístup malých a středních firem k bankovním půjčkám ve Francii využitím aplikace maximální věrohodnosti na trhu v nerovnováze (metoda byla navržena autory Maddala a Nelson, 1974, a Fair a Jaffee, 1972). Podobně Atanasova a Wilson (2004) analyzuje úvěrový trh ve Velké Británii, Hurlin a Kierzenkowski (2007) úvěrový trh v Polsku a Čeh, Dumičić a Krznar (2011) chorvatský úvěrový trh. Tito autoři využívají pro své analýzy panelová data. Metodu maximální věrohodnosti využili na časových řadách pro úvěrový trh v České republice Režňáková a Kapounek (2014).

6.4. Identifikace úvěrového omezení pomocí indexů a proxy proměnných

Dalším způsobem vyhodnocení míry úvěrového omezení jsou zástupné (proxy) proměnné. Jednou z proxy proměnných pro analýzu úvěrového omezení firem je úvěrový rating, který reprezentuje vnímání trhu ohledně rizikovosti půjčky poskytnuté dané firmě. Úvěrový rating je možné použít jako závisle proměnnou nebo vysvětlující proměnnou v modelech s diskrétní závislou proměnnou (logit a probit modely), (Silva a Carreira, 2012).

Dalšími zástupnými proměnnými pro analýzu úvěrového omezení mohou být indikátory cash-flow, hotovostních zůstatků, velikosti firmy, věku, množství vývozu, aj. (Silva a Carreira, 2010). Empirický výzkum využívající proxy proměnné reprezentuje Bottazzi a kol. (2011), a Faulkender a Petersen (2006), kteří využívají ratingu půjček jako zástupnou proměnnou pro míru omezení v přístupu k externímu financování. Podobně Savignac, (2006) využívá velikost firmy jako zástupnou proměnnou pro analýzu úvěrového omezení.

Existence databází poskytujících panelová data umožňuje odhadnout omezení firem v přístupu firem k externímu financování pomocí indexů. Lamont, Polk a Saá-Requejo (2001) sestavili standardně používaný Kaplan-Zingales index (KZ index) na základě odhadů

koeficientů z logit modelu Kaplana a Zingalese (1997). KZ index využívá standardně dostupná data z rozvahy a výkazu zisku a ztrát jako indikátory omezení v přístupu k externímu financování. Index je konstruován tak, aby firmy s dobrým finančním zdravím měly nízkou hodnotu KZ indexu, tedy aby čelily nízkému omezení v přístupu k externímu financování.[10] Navzdory faktu, že koeficienty KZ indexu jsou specifické pro jejich datový soubor, využili KZ index další autoři pro analýzu vlastních datových souborů (např. Li, 2011; Almeida a kol., 2002; Yena a kol., 2014).

Whited a Wu (2006) odvodili svůj vlastní index (WW index) z Eulerovy rovnice pomocí metody GMM z parametrů modelu v práci Whiteda (1992). WW index je podobně jako KZ index sestaven z proměnných týkajících se finančního zdraví firmy, které jsou dostupné z rozvahy a sektorového začlenění firmy.

WW index má následující podobu (Whited a Wu, 2006):

$$-0{,}091*CF_{it} - 0{,}062*DIVPOS_{it} + 0{,}021*TLTD_{it} - 0{,}044*LNTA_{it} + 0{,}102*ISG_{it} - 0{,}035*SG_{it} \quad (20)$$

Kde:

- CF označuje cash-flow firmy
- DIVPOS dummy proměnná, 1 = firma platí dividendy, 0 = firma neplatí dividendy
- TLTD poměr dlouhodobého dluhu k celkovým aktivům
- LNTA přirozený logritmus celkových aktiv
- ISG růst tržeb v odvětví (v tříciferné formě)
- SG růst tržeb firmy

Ve vztahu (20) označuje t časové období pro firmu i.

Podobně jako v případě KZ indexu je i WW index běžně využívaný v literatuře pro identifikaci omezení v přístupu firem k externímu financování (např. Hetland a Mjøs, 2012). Silva a Carreira (2012) poskytují přehled hlavních výhod a omezení využití KZ a WW indexu (tabulka 3).

[10] Konkrétní specifikace Kaplan-Zingalesova indexu je uvedena v kapitole Metodika empirické analýzy.

Tabulka 3: Výhody a omezení využití Kaplan- Zingalesova a Whited-Wu indexů

	Výhody	**Omezení**
Kaplan-Zingales index	• Možnost využití jako závislé nebo vysvětlující proměnné • Firemně specifický • Proměnlivost v čase	• Dostupnost dat • Koeficienty platné pro původní datový soubor • Nelineární regrese musí mít vhodnou specifikaci
Whited-Wu index	• Možnost využití jako závislé nebo vysvětlující proměnné • Firemně specifický • Proměnlivost v čase	• Komplexnost • Konsistence odhadnutého půdvodního strukturálního modelu • Koeficienty platné pro původní datový soubor

Zdroj: Silva a Carreira (2012).

Třetí nejčastěji se vyskytující indexem omezení v přístupu k externímu financování byl sestaven Hadlockem a Piercem (2010), kteří rozvedli přístup Kaplana a Zingalese (1997) a sestavili svůj vlastní index (HP index), který je postavený na analýze velikosti firmy a jejího stáří.

Konkrétní specifikace HP indexu je následující (Almeida, Hsu, Li, 2012):

$$HP_{it} = -0{,}737 * VELIKOST_{it} + 0{,}043 * VELIKOST_{it}^{2} - 0{,}040 * VEK_{it} \qquad (21)$$

Kde:

- VELIKOST označuje přirozený logaritmus reálné hodnoty aktiv (omezené hodnotou 4,5 mld. v databázi Compustat, na jejichž datech byl HP index původně odhadnut)
- VEK počet let, po kterých je firma uvedena v databázi Compustat (na jejichž datech byl HP index původně odhadnut, omezených na 37 let)
- t označuje časovou dimenzi pro firmu i.

HP index rovněž někteří další autoři využili pro analýzu na svých vlastních datech (Farre-Mensa, Ljungqvist, 2013).

Indexy omezení v přístupu k externímu financování jsou v literatuře obvykle používány pro klasifikaci firem do kategorií na základě míry omezení firem v přístupu k financování. Standardně firmy patřící do prvního tercilu označeny jako firmy, které čelí omezení (tzv.

„constrained firms“), a firmy, které patří do spodního tercilu jako firmy s nízkým omezením v přístupu k financování (tzv. „unconstrained firms“), (blíže např. Lamont, Polk a Saá-Requejo, 2001; Almeida, Campello a Weisbach, 2002; Kaplan a Zingales, 1997; Behr, Norden a Noth, 2013). Vyšší hodnota indexu značí vyšší omezení v přístupu k externímu financování, podobně nižší hodnoty indexu označují nižší omezení.

Jak uvádí Farre-Mensa a Ljungqvist (2013) indexy omezení v přístupu k externímu financování mají svá omezení. Prvním omezením je specifičnost odhadnutých koeficientů pro daný datový soubor. Druhým omezením je analýza daného časového období, v průběhu kterého byly koeficienty odhadnuty. V průběhu finanční krize mohou být koeficienty proměnných odlišné, podobně jako při analýze jiného souboru dat. Třetím omezením je uplatnitelnost indexu v jiné zemi, než v které byly původní indexy odhadnuty. Jak ovšem naznačil předchozí text, indexy úvěrového omezení jsou v literatuře běžně využívány a podle Silvy a Carreiry (2012) neexistuje metoda odhadu úvěrového omezení, která by netrpěla omezeními.

7. Analýza úvěrového omezení malých a středních firem v Evropské unii

Tato kapitola prezentuje výsledky empirických analýz úvěrového omezení malých a středních firem v Evropské unii v období před finanční krizí, v jejím průběhu, a v období po finanční krizi. Výsledky neparametrického jádrového odhadu jsou doplněny analýzou firemních faktorů, které ovlivňovaly úvěrové omezení firem v průběhu zkoumaného časového období.

Pro volbu metody analýzy rozložení dat bylo nutné zjistit, zda jsou data normálně rozložena. Zvoleným testem normality dat je běžně využívaný Jarque-Bera test. Výsledky testu (příloha 1) naznačují zamítnutí nulové hypotézy o normalitě rozložení dat. Data nejsou normálně rozložena a pro další analýzu tedy je nutné použít neparametrickou metodu.

7.1. Analýza úvěrového omezení firem ve státech V4

První skupinou zemí, které zkoumá empirická analýza, jsou státy tzv. Višegrádské čtyřky, tj. Polsko, Maďarsko, Česká republika a Slovensko. Zdůvodnění výběru této skupiny zemí je provedeno v kapitole Metodika empirické analýzy.

7.1.1. Popisné statistiky Kaplan-Zingalesova indexu firem ve státech V4

Z popisných statistik KZ indexu lze provést první předběžné závěry o vývoji úvěrového omezení firem v zemích V4 (tabulka 4). Hodnoty mediánu KZ indexu u zemí V4 naznačují, že se malým a středním firmám v případě České republiky a Slovenska zhoršil přístup k externímu financování v průběhu finanční krize. Medián KZ indexu v obou zemích mezi roky 2006 a 2009 vzrostl (v případě České Republiky z – 1,459 v roce 2006 na – 0,942 v roce 2009, na Slovensku z – 0,855 v roce 2006 na – 0,405 v roce 2009). Navzdory tomuto v případě Polska a Maďarska je tento nárůst výrazně nižší (z – 0,334 v roce 2006 na – 0,042 v roce 2009 v Polsku, a z – 0,247 v roce 2006 na – 0,089 in 2009 v případě Maďarska). Rozdíly v průměrných hodnotách jsou ovlivněny extrémními odlehlými pozorováními. Tyto odlehlé hodnoty jsou rovněž viditelné u rozdílů mezi minimálními hodnotami a prvním percentilem, a maximálními hodnotami a 99. percentilem.

Nárůst mediánových hodnot KZ indexu u firem v České republice a na Slovensku naznačuje, že firmy v těchto zemích měly výrazně zhoršený přístup k externímu financování na konci finanční krize v roce 2009, naopak v případě Polska a Maďarska nelze

jednoznačně určit negativní vývoj v oblasti přístupu firem k externímu financování v průběhu finanční krize.

Tabulka 4: Popisné statistiky KZ indexu u zemí V4

	Rok	Průměr	Medián	Min.	Max.	1. perc.	99. perc.	N
Polsko	2005	-5.806	-0.396	-525.015	92.794	-92.924	2.777	1100
	2006	-3.722	-0.334	-514.183	33.407	-82.346	2.791	1100
	2007	-5.426	-0.334	-706.370	31.644	-123.016	2.942	1100
	2008	-2.603	-0.015	-574.692	30.037	-58.246	5.686	1100
	2009	-2.486	-0.042	-479.605	133.598	-57.478	4.677	1100
	2010	-4.361	-0.201	-575.602	50.071	-105.698	4.815	1100
	2011	-4.487	-0.120	-494.207	51.334	-133.125	4.357	1100
Maďarsko	2005	-4.496	-0.148	-768.258	481.257	-95.689	9.492	278
	2006	-50.763	-0.247	-13552.962	142.004	-160.874	15.451	278
	2007	-10.429	-0.100	-2402.288	43.622	-124.061	3.426	278
	2008	-1.123	-0.073	-125.910	195.636	-65.563	3.765	278
	2009	-1.438	-0.089	-298.821	245.268	-63.098	4.192	278
	2010	-8.726	-0.165	-1433.117	28.609	-93.019	10.180	278
	2011	-3.055	-0.194	-528.975	20.611	-57.140	10.226	278
Česká republika	2005	-15.498	-1.409	-9275.931	608.903	-201.916	7.421	10123
	2006	-16.702	-1.459	-9448.063	262.593	-234.644	7.126	10123
	2007	-17.660	-1.513	-31119.813	6108.823	-237.784	6.789	10123
	2008	-14.479	-1.189	-7906.299	363.434	-211.356	8.060	10123
	2009	-10.797	-0.942	-6175.043	2207.197	-176.453	10.551	10123
	2010	-9.643	-1.008	-7535.740	6816.708	-185.056	10.918	10123
	2011	-10.284	-0.943	-9998.732	11600.570	-185.239	12.606	10123
Slovensko	2005	-780.618	-1.004	-737762.875	95.150	-135.794	3.505	956
	2006	-4.833	-0.855	-537.173	104.396	-66.457	4.271	956
	2007	-6.257	-0.789	-2018.176	101.291	-50.353	6.238	956
	2008	-31.676	-0.786	-10502.550	315.834	-130.057	2.717	956
	2009	-1.914	-0.405	-95.609	36.961	-35.041	3.197	956
	2010	-3.065	-0.574	-308.380	16.247	-58.452	4.890	956
	2011	-3.694	-0.573	-189.394	22.151	-82.367	3.779	956

Zdroj: Koráb, Poměnková (2014).
Pozn.: Min. označuje minimální hodnoty, Max. maximální hodnotu, 1. perc. první Percentil, 99. perc. poslední percentil a N počet pozorování KZ indexu pro země V4.

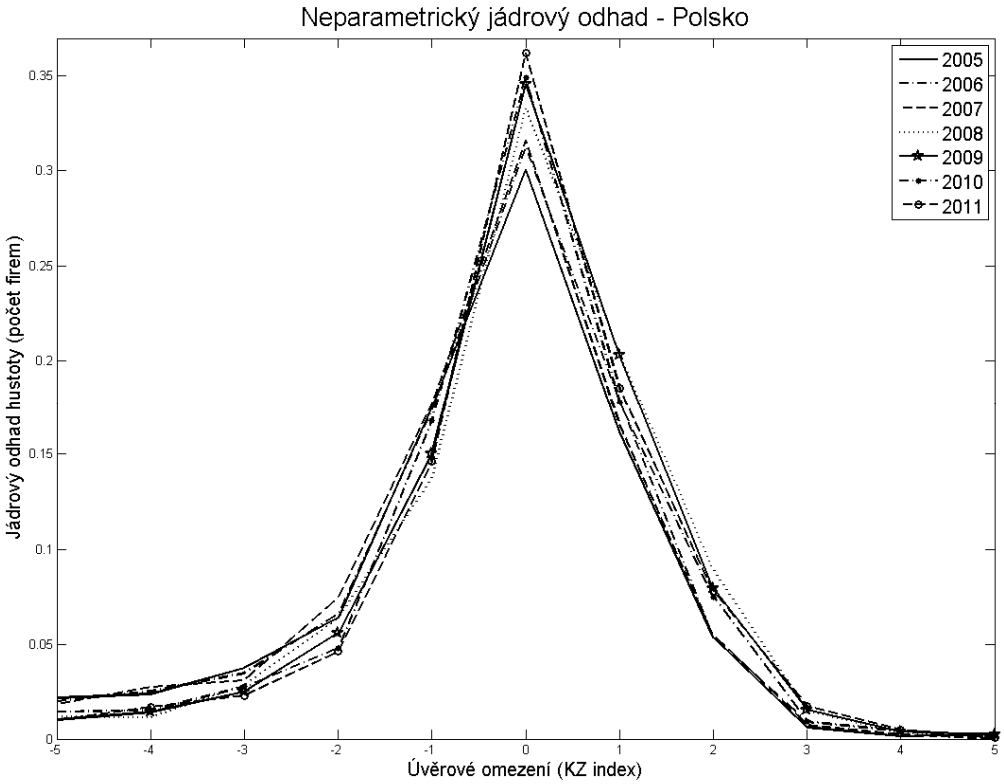
7.1.2. Identifikace úvěrového omezení firem ve státech V4

Tato podkapitola poskytuje výsledky analýzy rozložení hustoty KZ indexu pomocí neparametrického jádrového odhadu, která je blíže popsána v kapitole 3.2.1., pro státy skupiny V4. Dvourozměrné a trojrozměrné grafy funkce hustoty umožňují porovnat dynamiku rozložení firem podle úvěrového omezení v jednotlivých zemích a letech.

Dvourozměrné grafy poskytují přehled o pohybech funkce hustoty mezi zkoumanými roky, na trojrozměrných grafech je zřetelně rozpoznatelný vývoj špičatosti funkcí hustoty.

Výsledky odhadu v případě Polska a Maďarska potvrzují závěry vyplývající z popisných statistik. V případě Polska (obr. 12 a 13) lze pozorovat pozvolný nárůst maximální hodnoty funkce hustoty v průběhu času. Všechny křivky funkce hustoty mají podobný tvar. S nárůstem časového období je odhadnutá křivka funkce hustoty strmější. Funkce hustoty nicméně nemění svou polohu směrem k vyšším hodnotám KZ indexu, což naznačuje, že se v průběhu času výrazně neměnilo úvěrové omezení firem.

Obrázek 12: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Polsko ve 2D

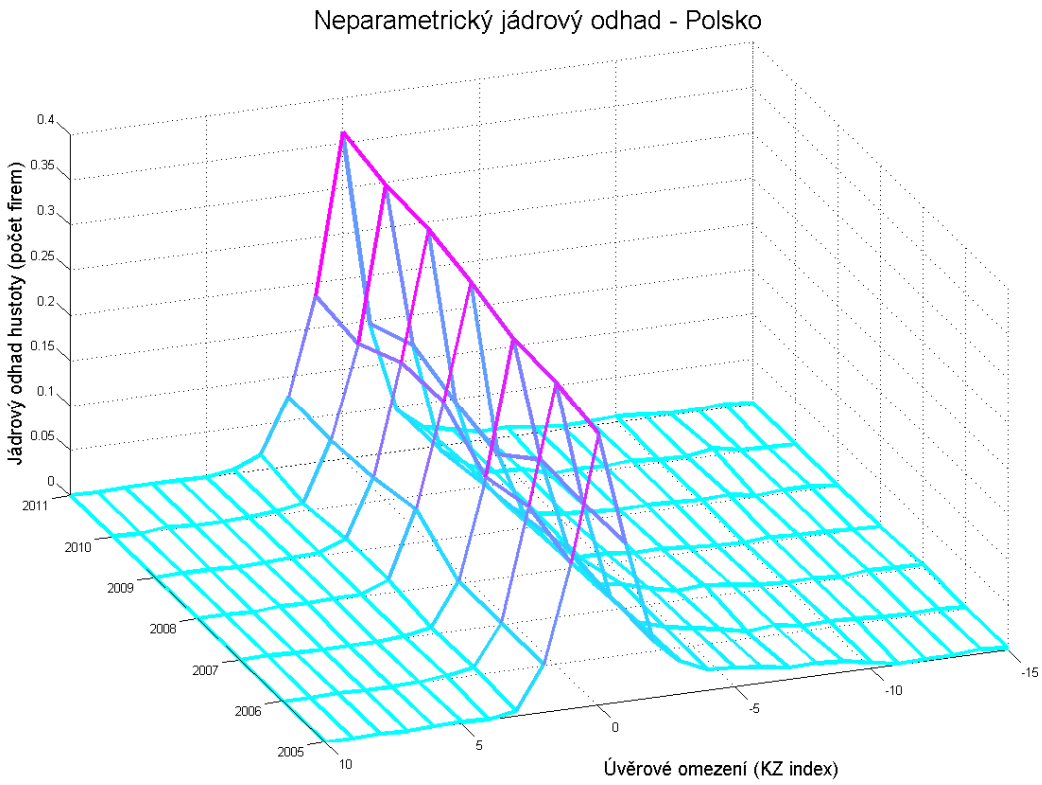


Zdroj: Koráb, Poměnková (2014).

Na trojrozměrném grafu funkce hustoty pro Polsko je vidět postupný růst špičatosti, což naznačuje, že postupně ubývá firem s extrémními hodnotami indexu úvěrového omezení a firmy se více soustřeďují kolem mediánové hodnoty indexu úvěrového omezení. Ekonomická interpretace tohoto problému spočívá v tom, že se postupně snižují rozdíly mezi jednotlivými

firmami z pohledu jejich úvěrového omezení a vzorek firem se tedy stává více homogenní. Nedochází nicméně k posunu funkce hustoty v průběhu období finanční krize.

Obrázek 13: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Polsko ve 3D

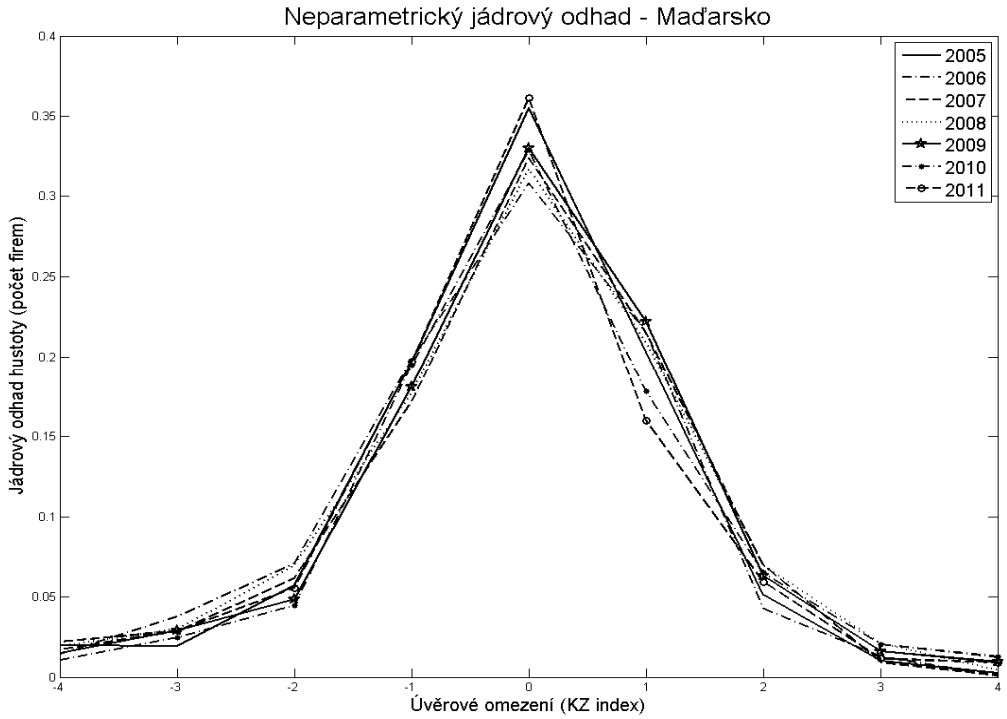


Zdroj: Koráb, Poměnková (2014).

Situace v Maďarsku je podobná situaci v Polsku (obr. 14 a 15). Hodnota jádrového odhadu dosáhla nejvyšší hodnoty na počátku zkoumaného období (2005) a na jeho konci (2011). Mezi roky 2006 a 2010 měly maximální hodnoty jádrového odhadu stagnující charakter. Ve vývoji funkcí hustoty jádrového odhadu nelze vysledovat strukturální zlom v průběhu období finanční krize. Stejně jako v Polsku tedy nelze vysledovat zhoršení přístupu k externímu financování firem v průběhu finanční krize.

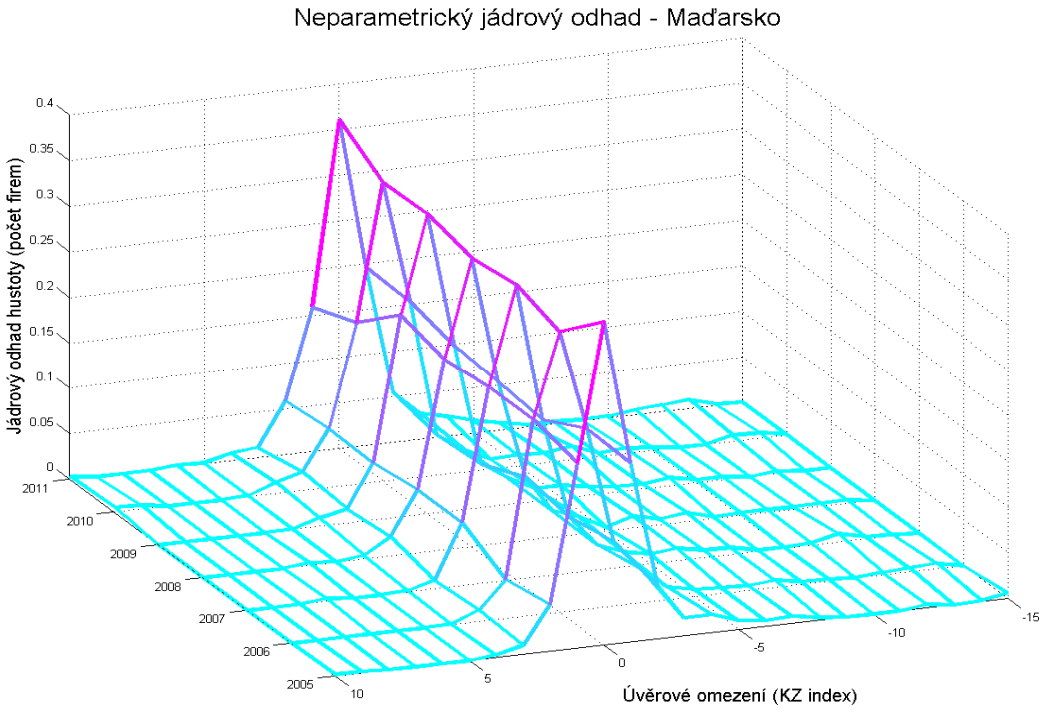
Na trojrozměrném grafu neparametrického jádrového odhadu pro Maďarsko je viditelná vyšší špičatost funkcí hustoty na začátku (2005) a na konci (2011) zkoumaného období.

Obrázek 14: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Maďarsko ve 2D



Zdroj: Koráb, Poměnková (2014).

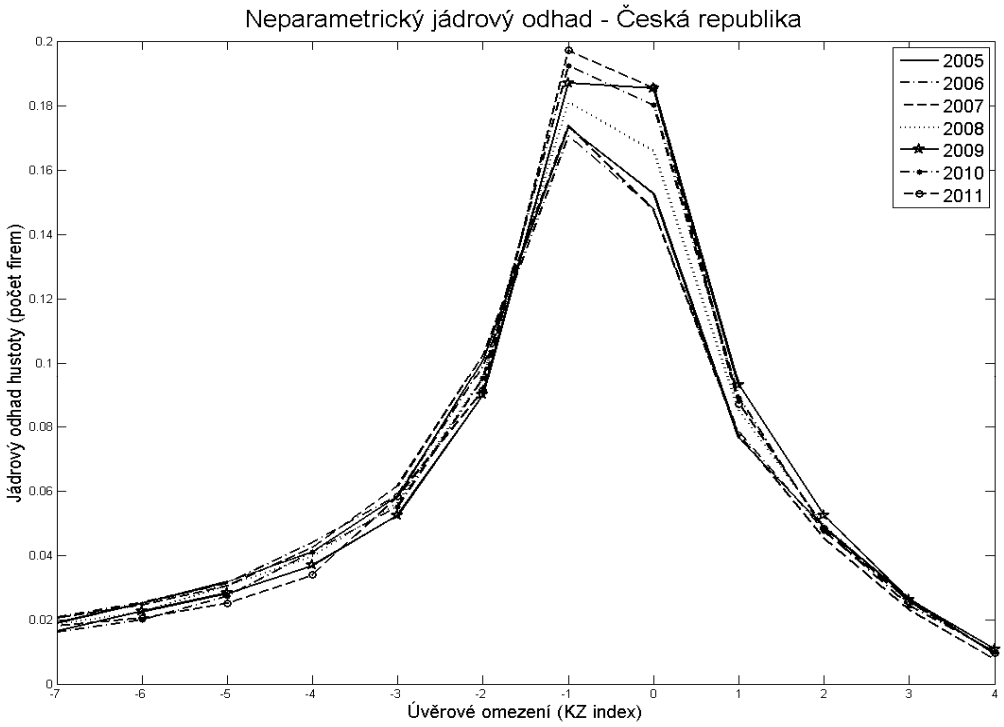
Obrázek 15: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Maďarsko ve 3D



Zdroj: Koráb, Poměnková (2014).

V případě České republiky (obr. 16 a 17) lze pozorovat pozvolný nárůst maximálních hodnot jádrového odhadu s rostoucím časovým obdobím. V letech 2005 a 2006 jsou funkce hustoty jádrového odhadu podobné, zatímco po roce 2007 lze pozorovat nárůst hodnot jádrového odhadu KZ indexu. Posun funkce hustoty po roce 2008, kdy vypuknula finanční krize, naznačuje, že měly malé a střední firmy ve vzorku zhoršený přístup k externímu financování. Tato situace se výrazně nezměnila po skončení finanční krize a funkce hustoty nenavrátily do předkrizové polohy.

Obrázek 16: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Českou republiku ve 2D



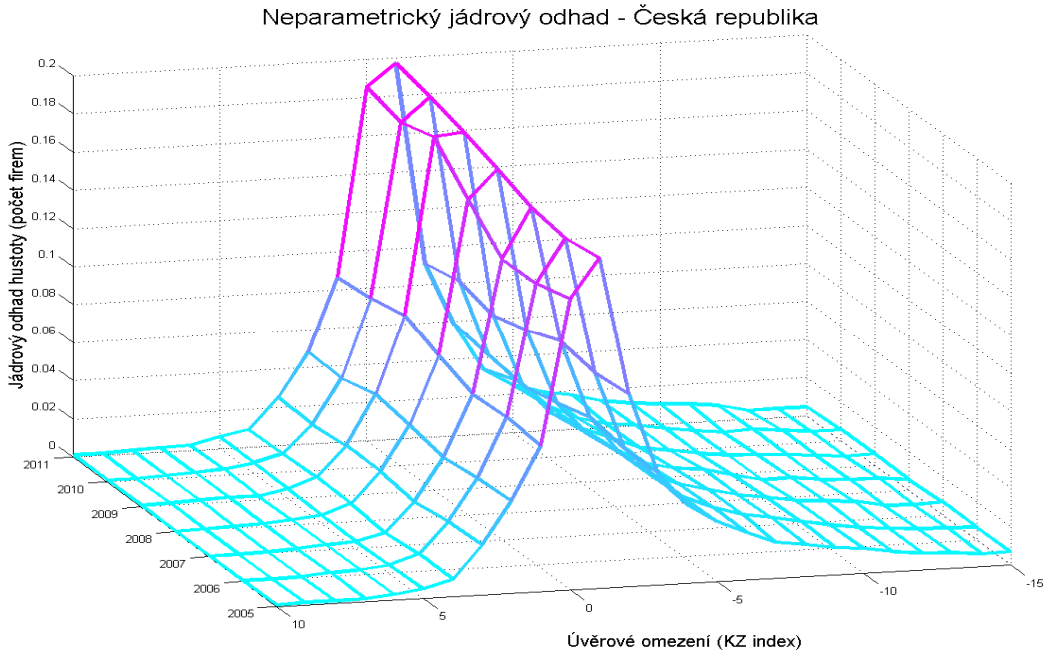
Zdroj: Koráb, Poměnková (2014).

Na trojrozměrném grafu neparametrického jádrového odhadu pro Českou republiku (obr. 17) je viditelný mírný nárůst špičatosti funkcí hustoty s rostoucím časovým obdobím. Jinak na trojrozměrném grafu nejsou viditelné výrazné změny v jádrových odhadech funkcí hustoty.

Na základě výsledků empirické analýzy pro Českou republiku tedy lze konstatovat, že se malým a středním firmám zhoršilo úvěrové omezení po vypuknutí finanční krize v letech 2008 – 2009 z důvodů jejich horších firemních indikátorů. Finanční krize zasáhla vzorek firem symetricky, protože došlo k větší homogenitě vzorku z pohledu úvěrového omezení

v průběhu finanční krize. Přístup k externímu financování se českým firmám po skončení krize výrazně nezlepšil, spíše došlo k jeho mírnému zhoršení.

Obrázek 17: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Českou republiku ve 3D



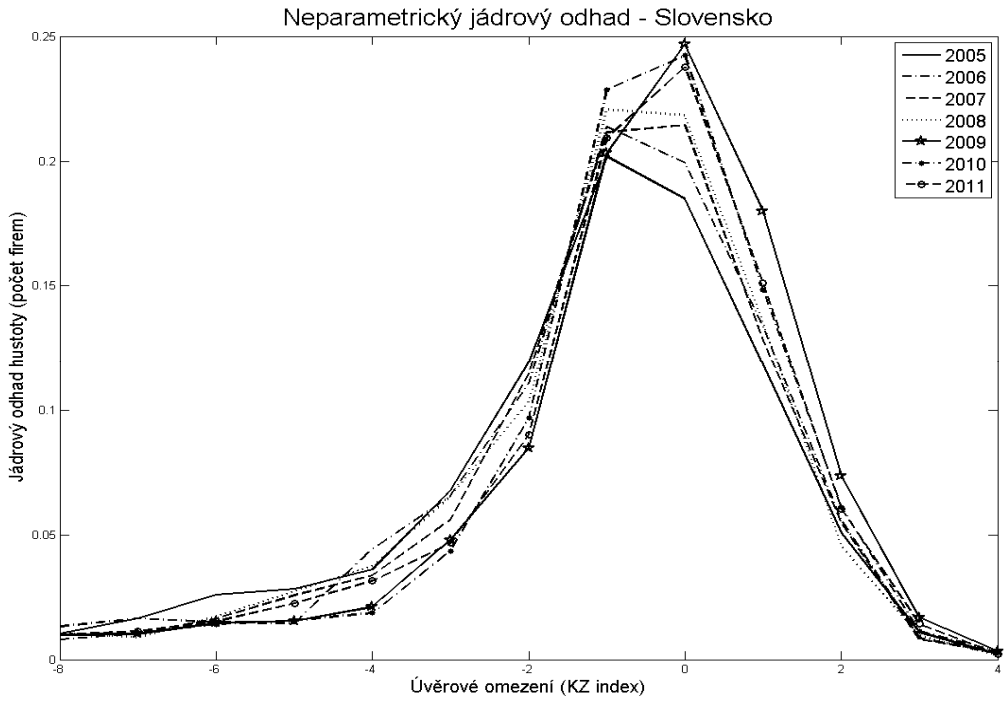
Zdroj: Koráb, Poměnková (2014).

Na Slovensku (obr. 18 a 19) dosáhl neparametrický jádrový odhad nejvyšší hodnoty v roce 2008 a do konce zkoumaného období se pohyboval na podobné úrovni. Před vypuknutím finanční krize (v letech 2005-2007) byly maximální hodnoty jádrového odhadu nižší než v průběhu finanční krize i po jejím skončení. Došlo tedy k posunu funkce hustoty směrem k vyšším hodnotám indexu úvěrového omezení. Funkce hustoty se po roce 2009, kdy skončila finanční krize, mírně posunuly směrem k předkrizovým hodnotám, nicméně se k nim pouze přiblížily a nenavrátily se do původní podoby.

Na trojrozměrném grafu neparametrického jádrového odhadu pro Slovensko (obr. 19) je viditelný mírný pozvolný nárůst špičatosti funkcí hustoty s rostoucím časovým obdobím.

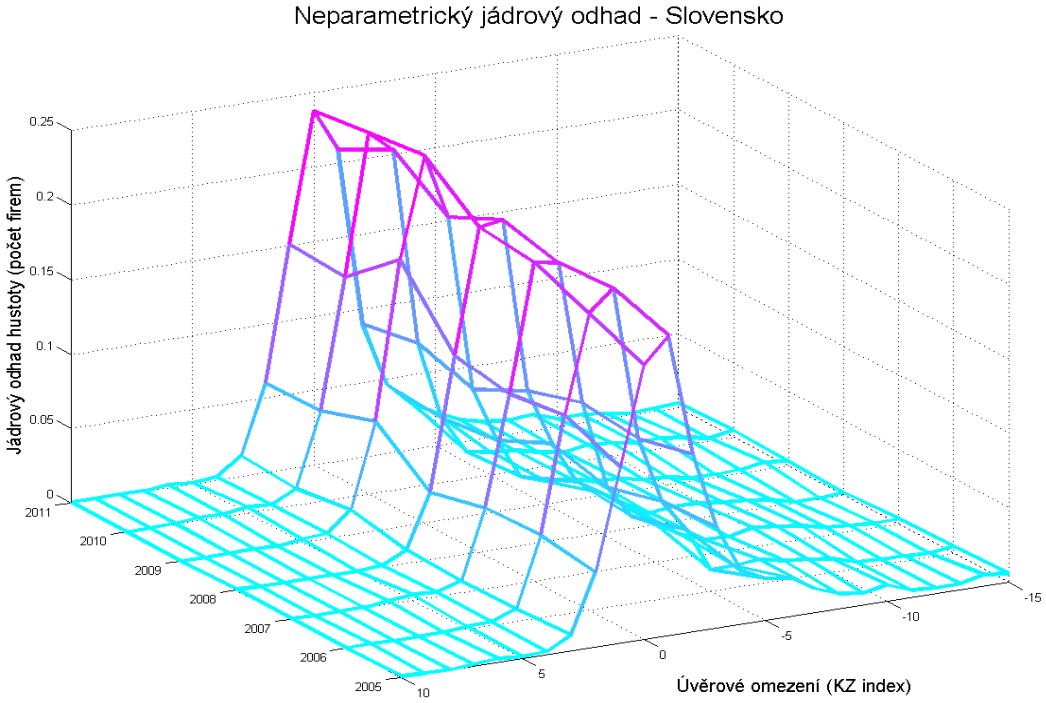
Pro malé a střední firmy na Slovensku lze tedy vyvodit závěr, že tyto firmy měly horší přístup k externímu financování v průběhu finanční krize a tato situace se po skončení finanční krize pouze částečně zlepšila. Finanční krize měla rovněž podobu symetrického šoku v rámci zkoumaných malých a středních firem na Slovensku.

Obrázek 18: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Slovensko ve 2D



Zdroj: Koráb, Poměnková (2014).

Obrázek 19: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Slovensko ve 3D



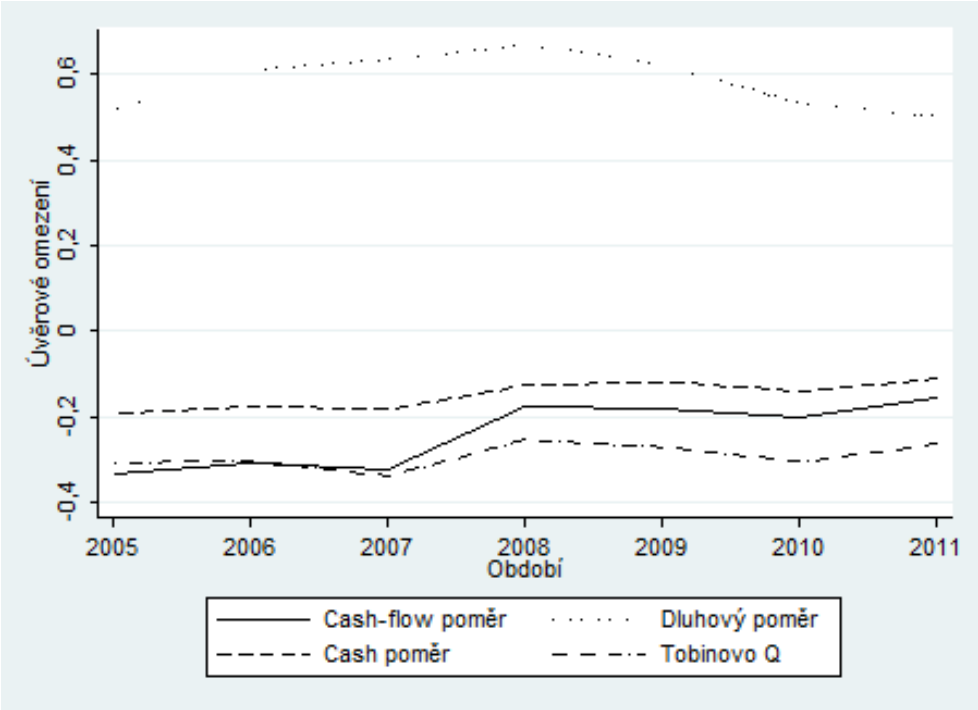
Zdroj: Koráb, Poměnková (2014).

7.1.3. Rozklad Kaplan-Zingalesova indexu firem ve státech V4

V následujícím kroku empirické analýzy jsou zkoumány faktory ovlivňující úvěrové omezení malých a středních firem. Konkrétně je proveden rozklad KZ indexu pro jednotlivé státy a roky a je zkoumán vývoj mediánů jednotlivých poměrových ukazatelů KZ indexu v čase (blíže tento metodický postup popsán v kapitole 6.2.2). Nárůst hodnot jednotlivých ukazatelů naznačuje zhoršení úvěrového omezení plynoucí z těchto jednotlivých ukazatelů.

Analýza faktorů ovlivňující přístup k externímu financování v Polsku neprokázala výrazný nárůst některého z ukazatelů v průběhu finanční krize (obr. 20). Růst poměrového ukazatele cash-flow nicméně naznačuje, že tento faktor mírně zvýšil úvěrové omezení firem.

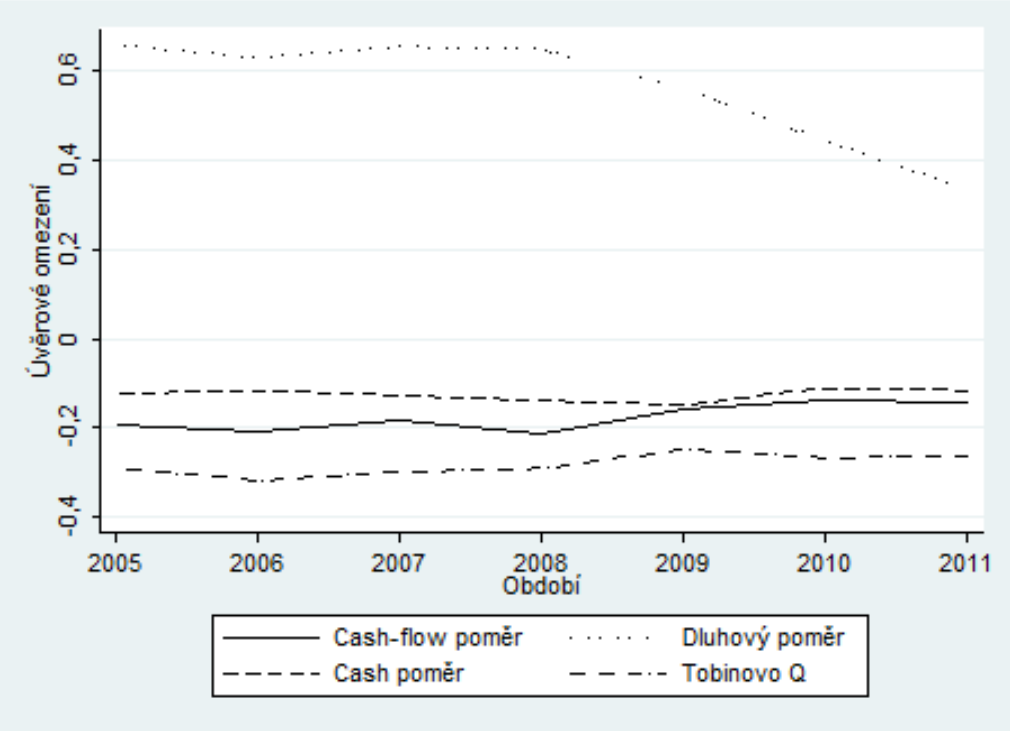
Obrázek 20: Analýza faktorů ovlivňující úvěrové omezení v Polsku



Zdroj: vlastní analýza.

V Maďarsku došlo ke zlepšení dluhového ukazatele KZ indexu po roce 2008 (obr. 21). Tento pokles pokračoval i po skončení finanční krize (tj. po roce 2009). Ostatní ukazatele měly stabilní vývoj v průběhu zkoumaného období.

Obrázek 21: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v Maďarsku

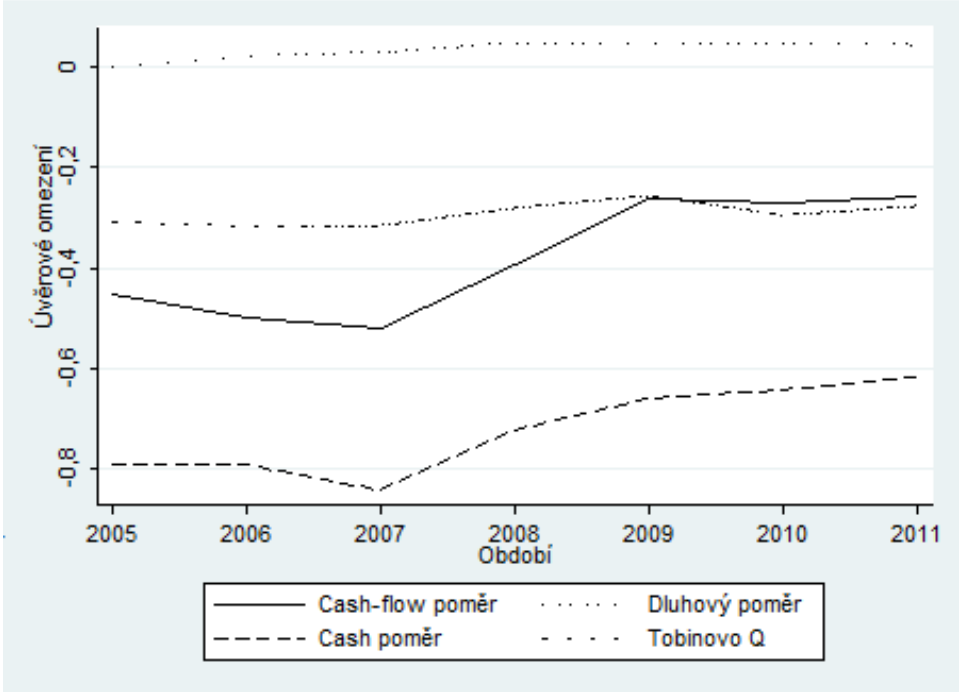


Zdroj: vlastní analýza.

V České republice (obr. 22) došlo v průběhu finanční krize mezi roky 2008-2009 k růstu poměrového ukazatele cash-flow a poměrového ukazatele hotovostních zůstatků. Růst těchto ukazatelů způsobil růst úvěrového omezení firem. Tyto dva faktory byly tedy hlavními důvody zhoršení úvěrového omezení v průběhu finanční krize. Ostatní faktory ovlivňující úvěrové omezení měly setrvalý průběh.

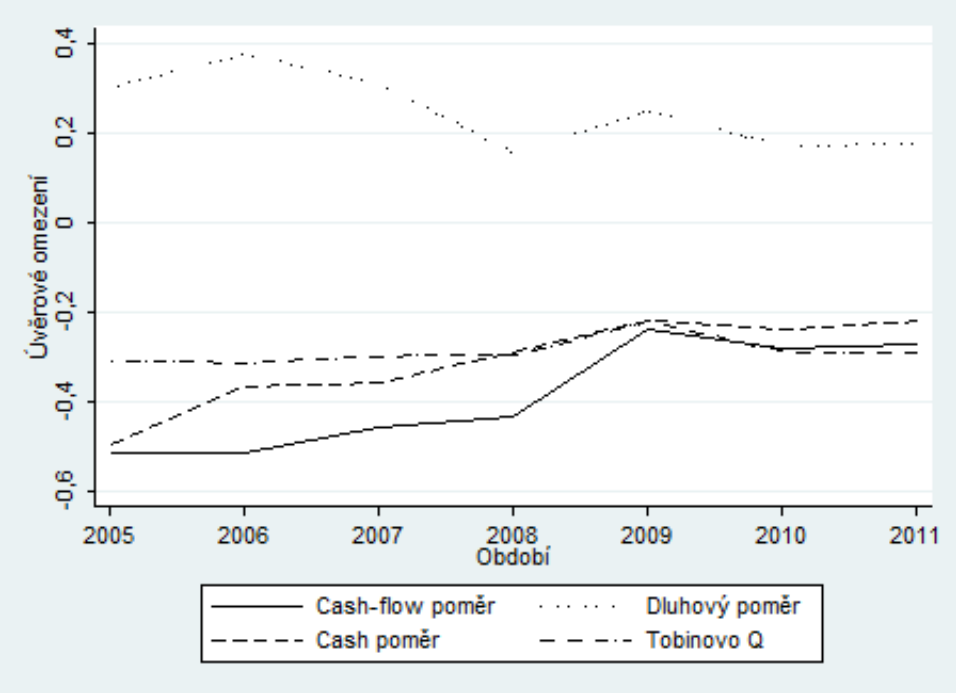
Při pohledu na analýzu faktorů ovlivňujících úvěrové omezení na Slovensku je viditelný růst poměrového ukazatele cash-flow a ukazatele likvidních prostředků (cash poměr) v průběhu období probíhající finanční krize. Zároveň došlo k poklesu dluhového poměrového ukazatele. Z těchto faktů tedy lze vyvodit, že v průběhu finanční krize vzrostlo úvěrové omezení firem z důvodu nedostatečného cash-flow a nedostatku likvidních prostředků. Tento negativní vztah mezi růstem úvěrového omezení a poklesem cash-flow a likvidních prostředků je způsoben negativními znaménky koeficientů u obou poměrových ukazatelů při výpočtu KZ indexu. V průběhu zkoumaného období nicméně došlo k zlepšení dluhového poměrového ukazatele. Tento faktor tedy měl pozitivní vliv na úvěrové omezení firem (obr. 23).

Obrázek 22: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v České republice



Zdroj: Koráb, Poměnková (2015c).

Obrázek 23: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení na Slovensku



Zdroj: vlastní analýza**.**

7.2. Analýza úvěrového omezení firem ve vybraných státech Eurozóny

Druhou skupinou států, které zkoumá empirická analýza úvěrového omezení firem, jsou vybrané státy Eurozóny - Německo, Itálie, Španělsko a Řecko.

7.2.1. Popisné statistiky Kaplan-Zingalesova indexu firem ve státech Eurozóny

Popisné statistiky KZ indexu pro státy Eurozóny poskytuje tabulka 5. Statistiky pro Německo ukazují velmi malé změny v mediánových hodnotách mezi roky 2005-2011. Lze nicméně pozorovat výrazná odlehlá pozorování, především u minimálních hodnot. Těmito odlehlými pozorováními jsou v letech 2005-2008 ovlivněny i průměrné hodnoty KZ indexu. Z popisných statistik nelze vysledovat výrazný nárůst KZ indexu v průběhu období probíhající finanční krize v Německu.

V případě Španělska dochází k postupnému nárůstu mediánových hodnot v průběhu celého zkoumaného období (z -2,678 v roce 2005 na -1,264 v roce 2011; kromě roku 2006, kdy index poklesl). Podobně jako v případě Německa jsou viditelná výrazná extrémní pozorování jak v případě minimálních hodnot, tak i maximálních hodnot. Hodnoty průměru jsou velmi zkresleny odlehlými pozorováními.

U Itálie došlo k nárůstu mediánových hodnot KZ indexu v předkrizovém období (z 0,728 v roce 2005 na 1,119 v roce 2007). Následně došlo k ustálení mediánových hodnot až do konce zkoumaného období.

V Řecku došlo k postupnému nárůstu mediánových hodnot KZ indexu v průběhu zkoumaného období (kromě roku 2011). V Řecku, podobně jako v Německu jsou hodnoty průměru velmi zkresleny odlehlými pozorováními. Toto je viditelné i na rozdílech mezi prvním percentilem a maximální hodnotou KZ indexu a posledním percentilem a minimální hodnotou. Tento fakt lze přičíst nejen dramatickému průběhu finanční krize v Řecku, ale rovněž chybám, které se mohou vyskytnout v databázi Amadeus při kódování a zařazování vstupních dat do databáze v Řecku.

Tabulka 5: Popisné statistiky KZ indexu u zemí Eurozóny

	Rok	Průměr	Medián	Min.	Max.	1. perc.	99. perc.	N
Německo	2005	-1248.633	0.165	-459764.438	59.031	-891.205	9.851	555
	2006	-978.690	-0.027	-506809.344	58.750	-128.511	6.510	555
	2007	-946.444	-0.090	-474080.719	38.940	-102.752	8.449	555
	2008	-1760.238	0.028	-929483.750	32.059	-98.045	7.473	555
	2009	-12.984	0.184	-4266.560	65.981	-122.890	19.041	555
	2010	-7.493	0.003	-1463.988	115.642	-137.743	12.956	555
	2011	-7.339	-0.101	-1428.630	44.861	-98.530	16.388	555
Španělsko	2005	-24.118	-2.678	-57141.156	652.893	-249.190	3.440	34 860
	2006	-41.275	-2.889	-463557.906	2205.528	-234.974	2.814	35 860
	2007	-39.752	-2.626	-228822.391	709.221	-205.622	2.837	36 860
	2008	-38.177	-1.946	-513309.438	44474.762	-202.813	7.138	37 860
	2009	-22.439	-1.552	-256034.609	13414.748	-176.841	11.716	38 860
	2010	-25.927	-1.505	-167184.031	6091.143	-231.350	15.552	39 860
	2011	-25.190	-1.264	-76953.359	12309.709	-327.210	29.194	40 860
Itálie	2005	-4.880	0.728	-18684.641	334.805	-47.876	4.085	32 681
	2006	-5.792	0.982	-53116.625	429.382	-39.174	4.059	33 681
	2007	-1.138	1.119	-1680.113	170.776	-33.495	4.201	34 681
	2008	-0.773	0.954	-9688.013	31281.686	-27.609	5.554	35 681
	2009	-0.154	1.266	-5658.547	682.406	-22.217	6.575	36 681
	2010	0.258	1.221	-3071.998	2365.870	-21.180	6.164	37 681
	2011	0.127	1.258	-3432.468	953.561	-25.451	9.490	38 681
Řecko	2005	-928.745	-3.186	-327525.875	7.361	-407.054	3.048	627
	2006	-333.133	-2.666	-192141.391	34.904	-437.568	5.577	627
	2007	-604.615	-2.664	-145998.141	26.828	-964.081	5.119	627
	2008	-505.038	-2.415	-250363.641	12.211	-889.079	3.832	627
	2009	-1686.036	-1.451	-460127.094	48.870	-1538.764	7.591	627
	2010	-1212.839	-1.289	-272051.781	40.284	-16330.103	11.952	627
	2011	-2055.528	-1.310	-387428.125	815.144	-47241.523	16.466	627

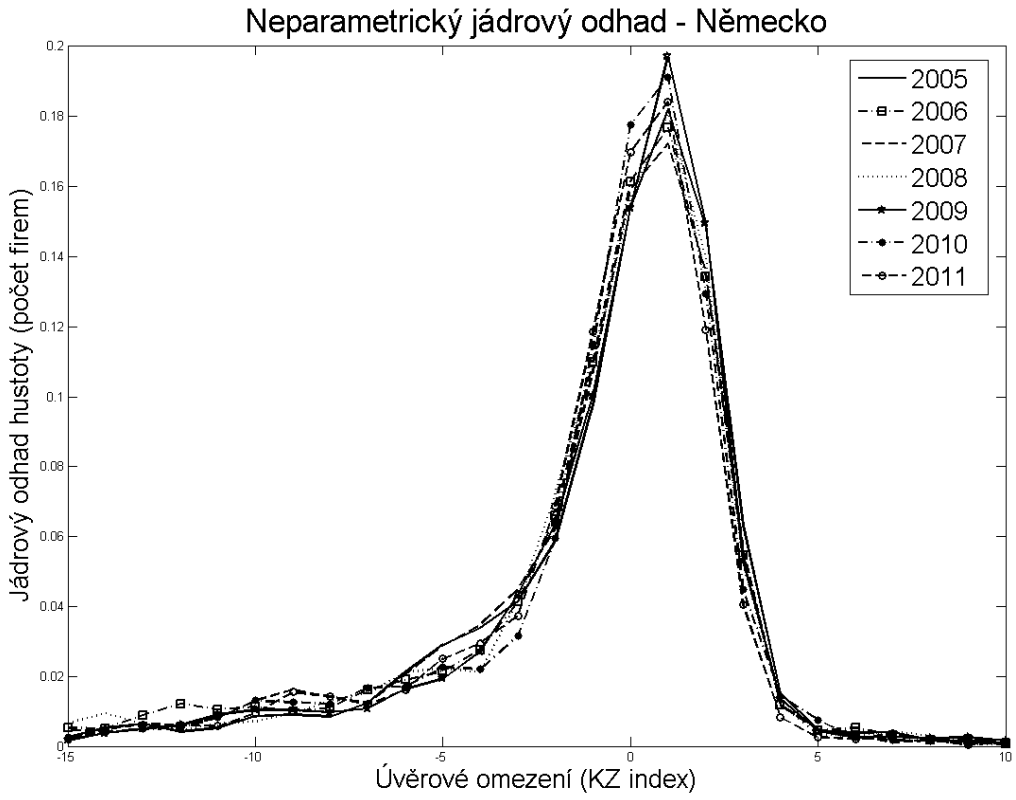
Zdroj: vlastní analýza.
Pozn.: Min. označuje minimální hodnoty, Max. maximální hodnotu, 1. perc. první Percentil, 99. perc. poslední percentil a N počet pozorování.

7.2.2. Identifikace úvěrového omezení firem ve vybraných státech Eurozóny

Tato podkapitola poskytuje výsledky analýzy rozložení hustoty KZ indexu pomocí neparametrického jádrového odhadu, která je blíže popsána v kapitole 3.2.1., pro vybrané státy Eurozóny. Dvourozměrné a trojrozměrné grafy funkce hustoty umožňují porovnat dynamiku rozložení firem podle úvěrového omezení v jednotlivých zemích a letech. Dvourozměrné grafy poskytují přehled o pohybech funkce hustoty mezi zkoumanými roky, na trojrozměrných grafech je zřetelně rozpoznatelný vývoj špičatosti funkcí hustoty.

V případě Německa (obr. 24) mají ve dvojrozměrném zobrazení všechny křivky funkce hustoty jádrového odhadu podobný tvar. Funkce hustoty nemění svou polohu směrem k vyšším hodnotám KZ indexu v průběhu finanční krize, ani po jejím skončení.

Obrázek 24: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Německo ve 2D

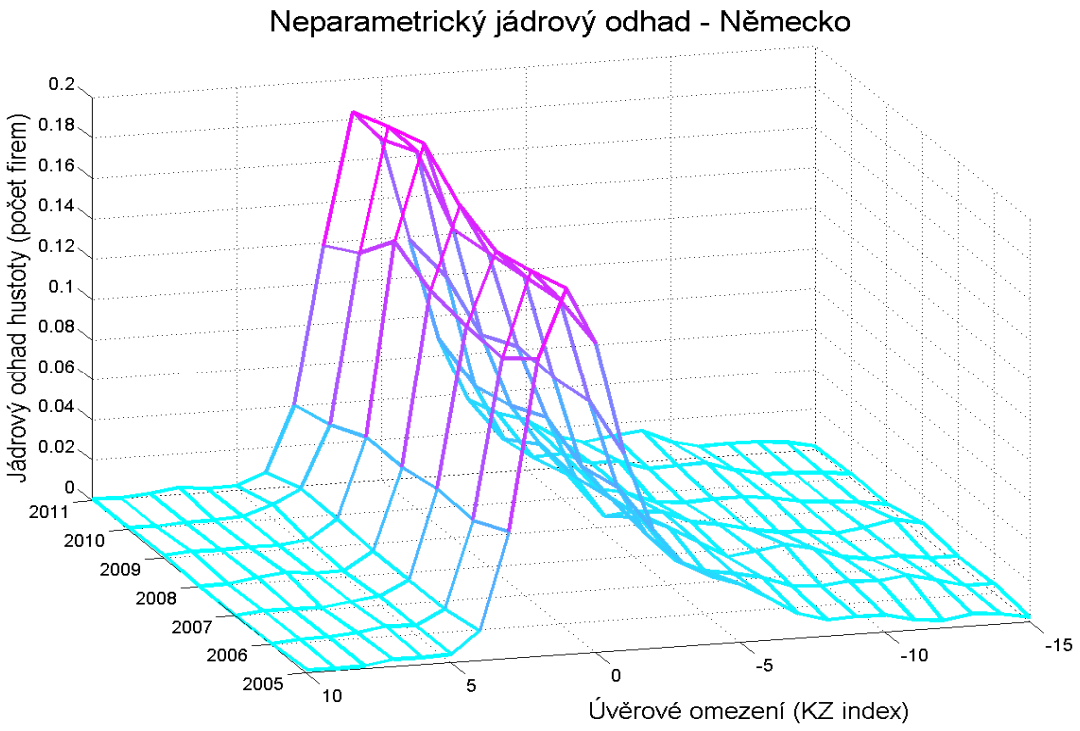


Zdroj: Koráb, Poměnková (2015b).

V případě funkce hustoty v trojrozměrné prezentaci (obr. 25) je vidět odlišný vývoj v období na počátku krize (rok 2007) a na konci finanční krize (rok 2009). V průběhu krize dochází k nárůstu maximálních hodnot jádrového odhadu a funkce hustoty má špičatější tvar. Toto naznačuje, že se index úvěrového omezení firem více soustřeďuje kolem střední hodnoty.

Výsledky empirické analýzy pro Německo tedy naznačují, že malým a středním firmám v průběhu finanční krize ani po jejím skončení nevzrostlo úvěrové omezení z důvodu jejich firemních indikátorů.

Obrázek 25: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Německo ve 3D

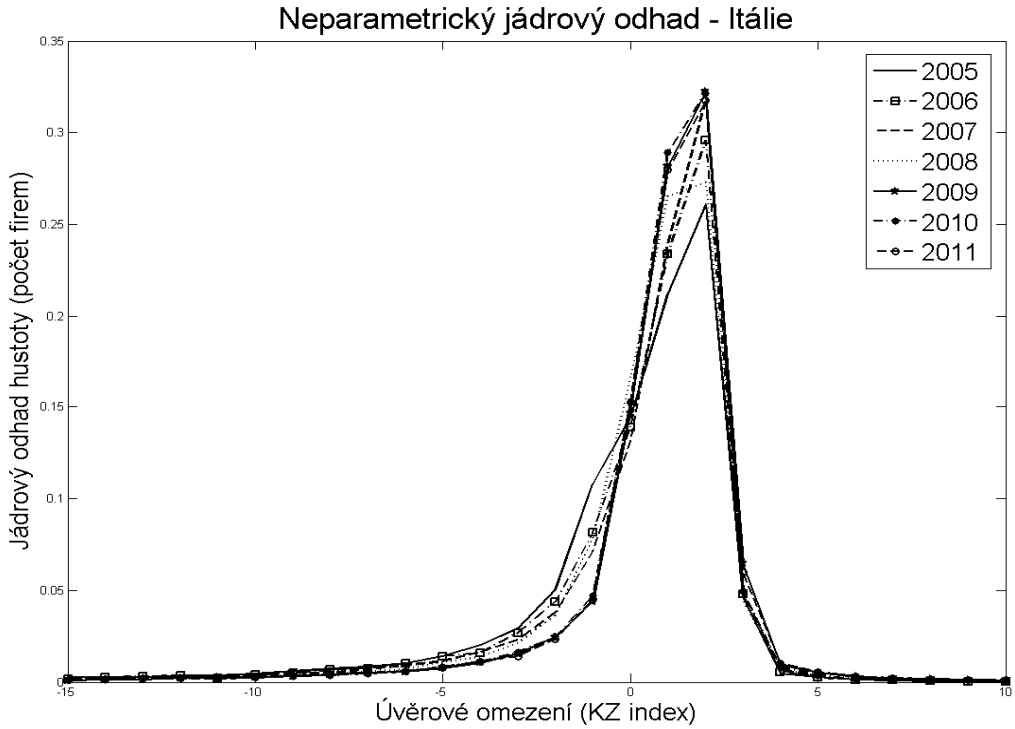


Zdroj: Koráb, Poměnková (2015b).

Analýza funkce hustoty jádrového odhadu indexu úvěrového omezení pro Itálii ukázala ve dvojrozměrné prezentaci, že došlo k výraznému posunu funkce hustoty směrem k vyšším hodnotám indexu úvěrového omezení v průběhu finanční krize. Změny v rozložení firem podle hodnot jejich KZ indexu jsou viditelné především mezi roky 2005 a 2009 (obr. 26 a 27). V roce 2007 má funkce hustoty špičatější charakter, zatímco v roce 2008 se její špičatost snížila. V roce 2009 došlo k opětovnému nárůstu špičatosti i maximálních hodnot neparametrického jádrového odhadu. Funkce hustoty se zároveň nenavrátila do své původní polohy po roce 2009, kdy skončila finanční krize.

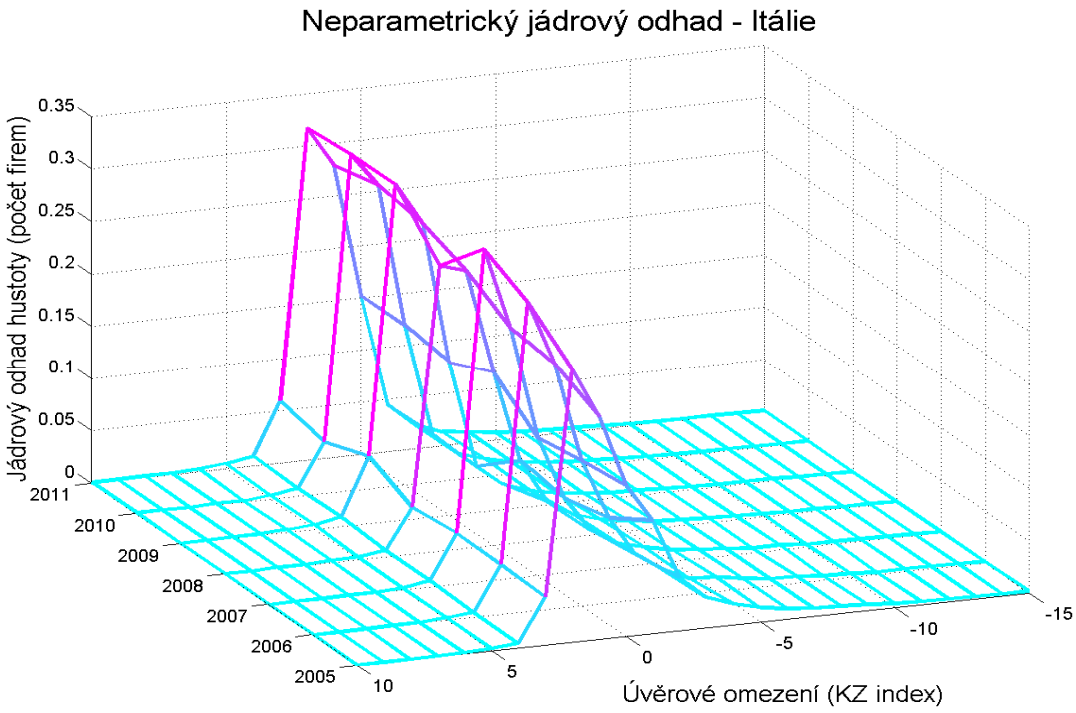
V případě funkce hustoty v trojrozměrné prezentaci (obr. 27) je viditelný postupný nárůst maximálních hodnot jádrového odhadu, kromě roku 2008, kdy došlo k jejímu poklesu. Z důvodu nárůstu špičatosti funkce hustoty v roce 2009 je možné usoudit, že s nástupem finanční krize došlo ke zvýšení homogenity firem ve vzorku. Posun funkce hustoty v roce 2009 ukazuje, že se úvěrové omezení firem zhoršilo v roce 2009.

Obrázek 26: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Itálii ve 2D



Zdroj: Koráb, Poměnková (2015b).

Obrázek 27: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Itálii ve 3D

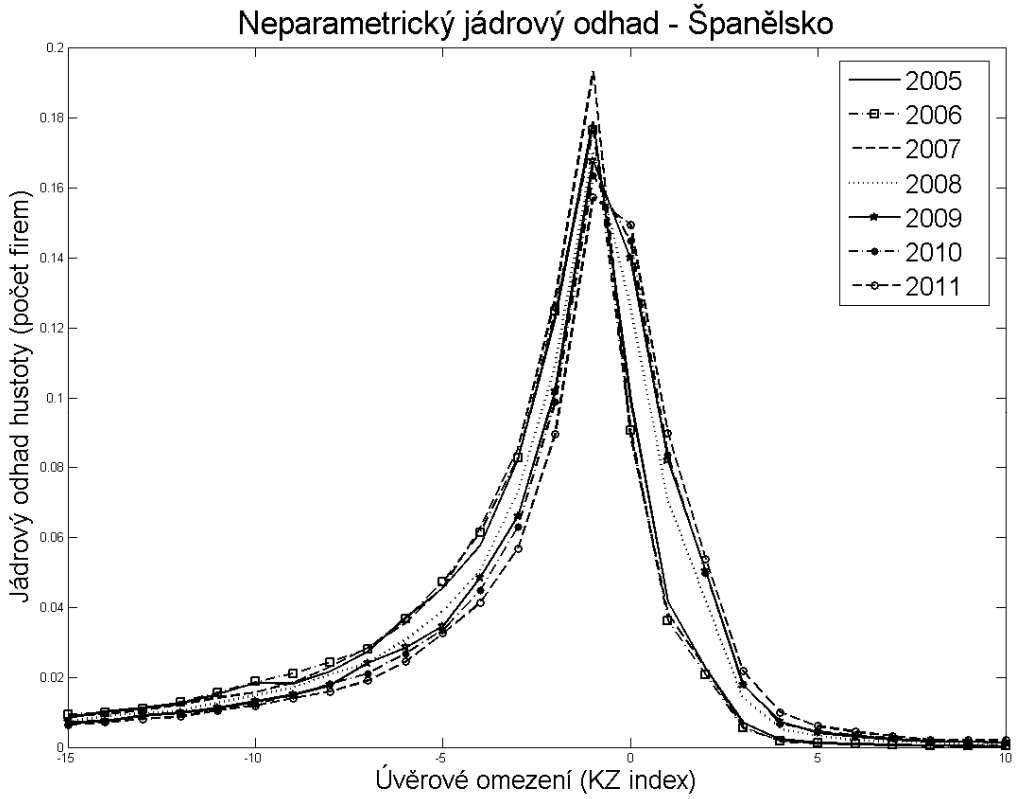


Zdroj: Koráb, Poměnková (2015b).

Z pozice funkce hustoty v letech 2010 a 2011 je možné usoudit, že se úvěrové omezení firem po skončení finanční krize výrazně nezlepšilo. Provedená analýza naznačila, že byla finanční krize případem symetrického šoku na vzorku italských malých a středních firem.

Výsledky analýzy úvěrového omezení firem ve Španělsku naznačují dynamický posun funkcí hustoty neparametrického jádrového odhadu v předkrizovém období a v období probíhající finanční krize. Je možné pozorovat posun funkce hustoty směrem k vyšším hodnotám KZ indexu mezi roky 2005 a 2009 (obr. 28). Podobně jako v Itálii se funkce hustoty nenavrátily do původní předkrizové polohy. Analýza funkce hustoty v trojrozměrné prezentaci (obr. 29) ukazuje, že hodnota jádrového odhadu dosáhla maxima v roce 2007.

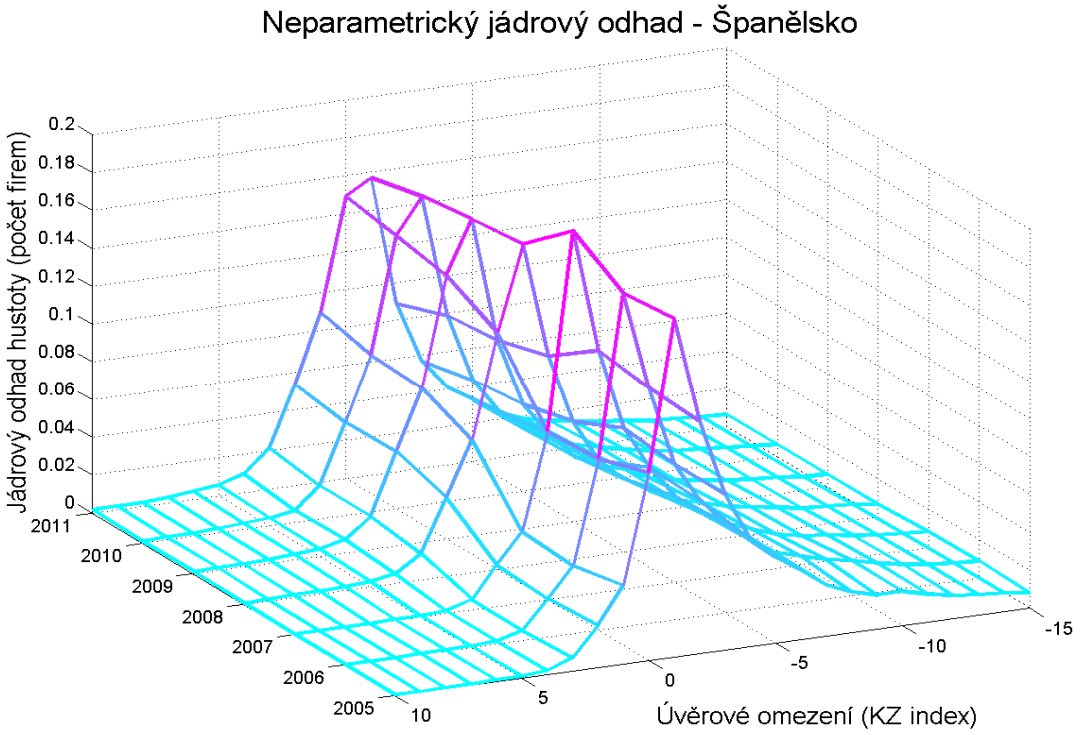
Obrázek 28: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Španělsko ve 2D



Zdroj: Koráb, Poměnková (2015b).

Podobně jako v případě Itálie tedy lze vyslovit závěr, že se malým a středním firmám ve Španělsku zhoršil přístup k externím zdrojům financování po vypuknutí finanční krize. Úvěrové omezení plynoucí z firemních indikátorů se po skončení finanční krize Španělským firmám výrazně nezlepšilo.

Obrázek 29: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Španělsko ve 3D

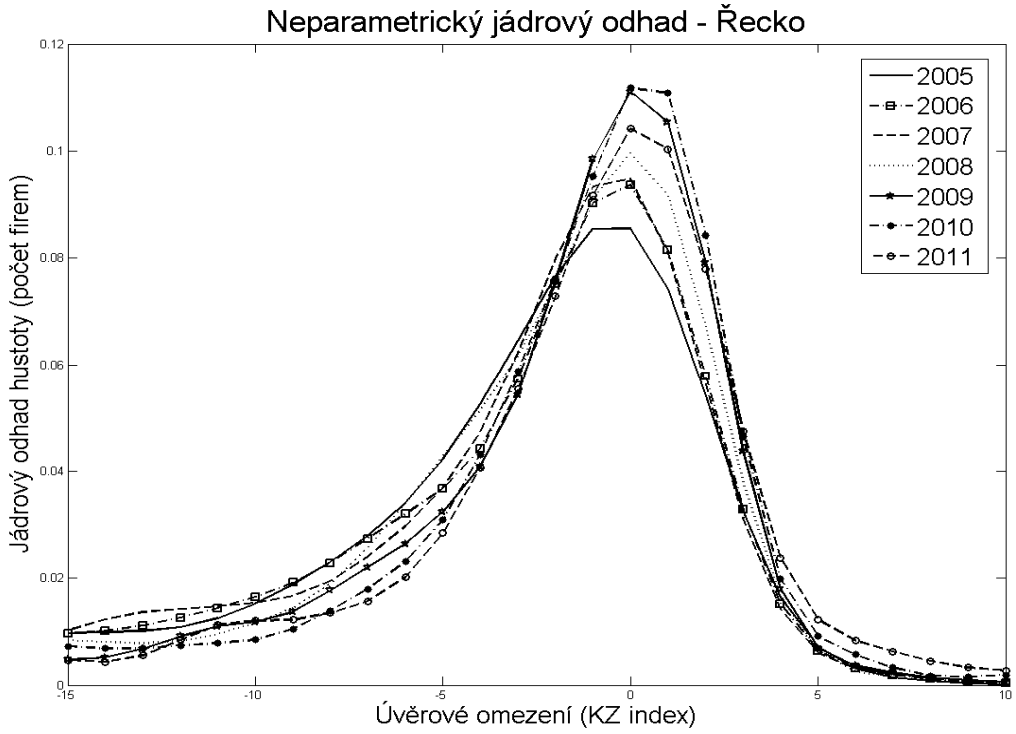


Zdroj: Koráb, Poměnková (2015b).

V případě Řecka došlo k nejznatelnějšímu posunu funkce hustoty – jejího tvaru i špičatosti - mezi zkoumanými roky. Posun funkce hustoty směrem k vyšším hodnotám úvěrového omezení je zřetelný v předkrizovém a krizovém období a k tomuto posunu dochází i po skončení finanční krize (obr. 30 a 31). V Řecku dochází nejen k posunu funkce hustoty, ale rovněž také k nárůstu špičatosti funkce hustoty s rostoucím časovým obdobím. Nejnižší hodnoty jádrového odhadu měla funkce hustoty v roce 2005, nejvyšší pak v roce 2010 (obr. 31). Postupný nárůst špičatosti a posun funkce hustoty naznačuje, že s rostoucím časovým obdobím docházelo k větší homogenitě vzorku firem, jejichž úvěrové omezení se zhoršovalo s nástupem finanční krize i po jejím skončení.

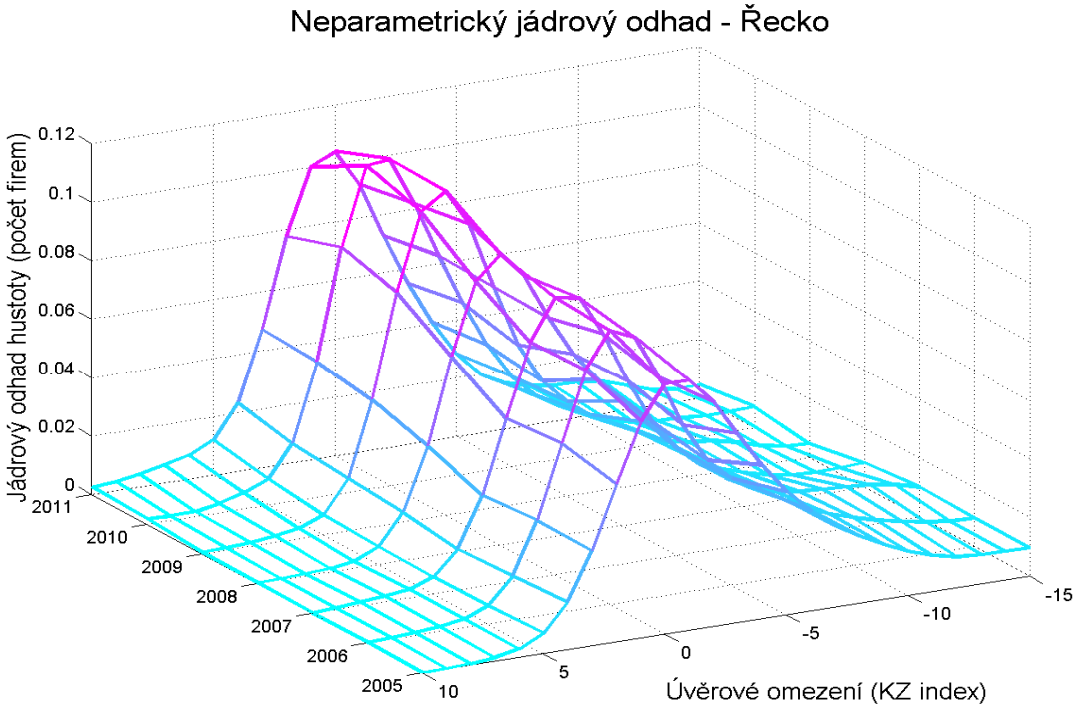
Lze tedy vyslovit pro Řecko závěr, že se zde přístup malých a středních firem k externímu financování v průběhu krizového a pokrizového období postupně zhoršoval a krize zasáhla vzorek firem symetrickým způsobem. Je možné zde vysledovat pravděpodobnou paralelu mezi růstem úvěrového omezení firem a ekonomickou recesí, kterou řecká ekonomika utrpěla v průběhu finanční a dluhové krize (Lane, 2012).

Obrázek 30: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Řecko ve 2D



Zdroj: Koráb, Poměnková (2015b).

Obrázek 31: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Řecko ve 3D



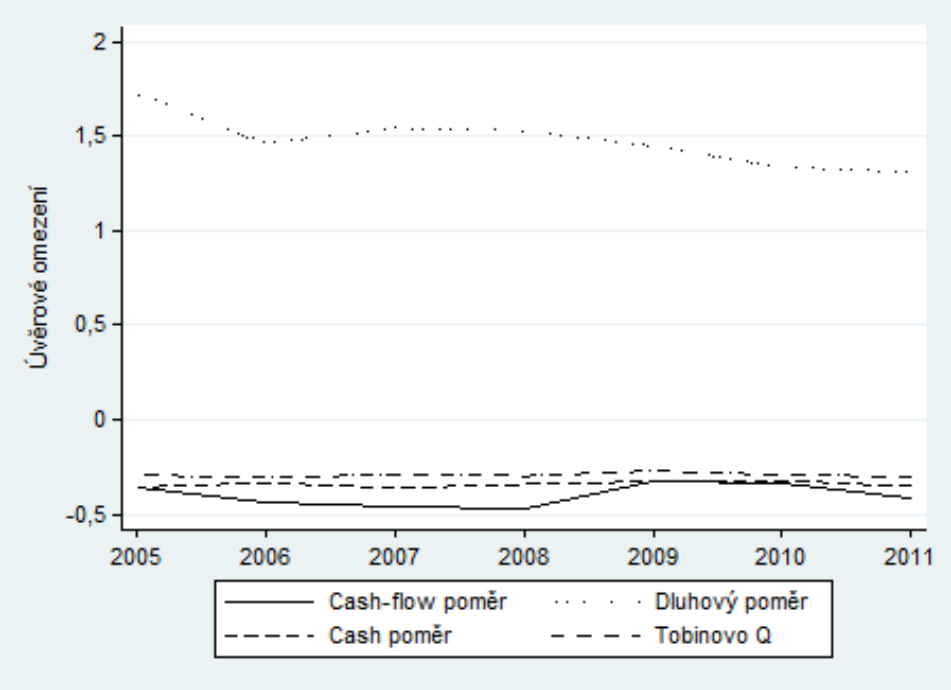
Zdroj: Koráb, Poměnková (2015b).

7.2.3. Rozklad Kaplan-Zingalesova indexu firem ve vybraných státech Eurozóny

Při pohledu na rozklad KZ indexu na jeho jednotlivé komponenty pro Německo nejsou viditelné žádné dramatické změny v jejich vývoji v průběhu zkoumaného období (obr. 32). Úvěrové omezení plynoucí z dluhového poměru mírně pokleslo v průběhu zkoumaného období a ostatní poměrové ukazatele nevykazují výrazné změny.

Analýza mediánů jednotlivých poměrových ukazatelů při rozkladu KZ indexu pro Itálii ukázala, že faktorem, který ovlivňoval úvěrové omezení firem v Itálii, bylo jejich zadlužení (obr. 33). Medián dluhového poměrového ukazatele vzrostl v roce 2007, poklesl v roce 2008, a dále rostl v období 2009 - 2011. Tento vývoj přibližně odpovídá vývoji funkce hustoty KZ indexu na obrázcích 26 a 27.[11] Vývoj ostatních ukazatelů byl v průběhu zkoumaného období stabilní.

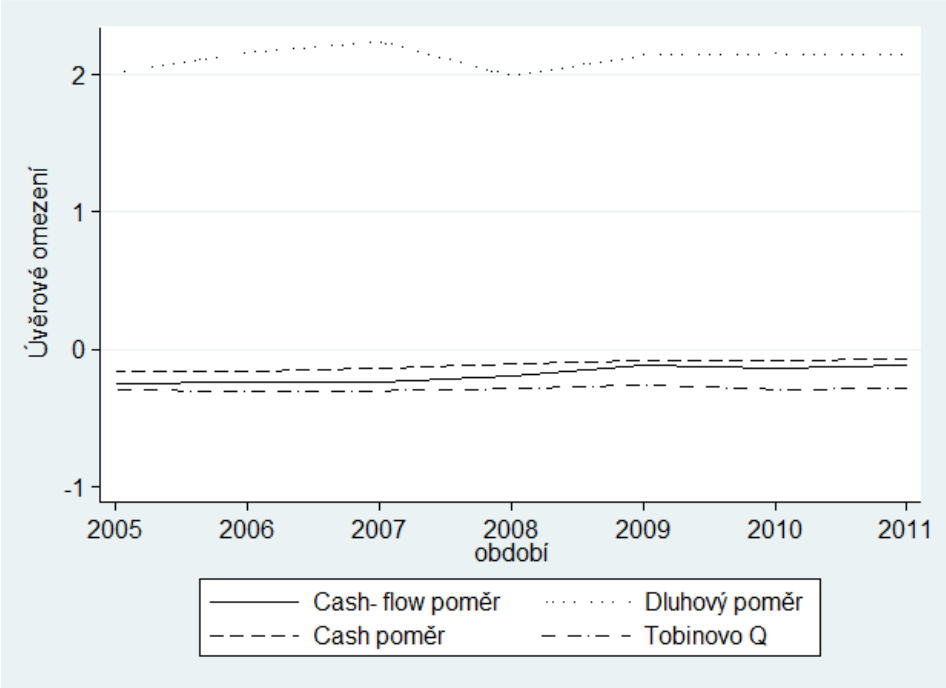
Obrázek 32: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v Německu



Zdroj: vlastní analýza.

[11] Jak již bylo uvedeno v kapitole 3.2.2., vývoj mediánových hodnot jednotlivých poměrových ukazatelů KZ indexu pouze naznačí, které z indikátorů měly v průběhu časového období vliv na celkovou hodnotu indexu. Pro detailní analýzu vlivu jednotlivých poměrových ukazatelů by bylo nutné provést jádrový odhad pro každý ukazatel a porovnat vývoj jeho funkcí hustoty. Tato analýza nicméně přesahuje rámec této disertační práce.

Obrázek 33: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v Itálii

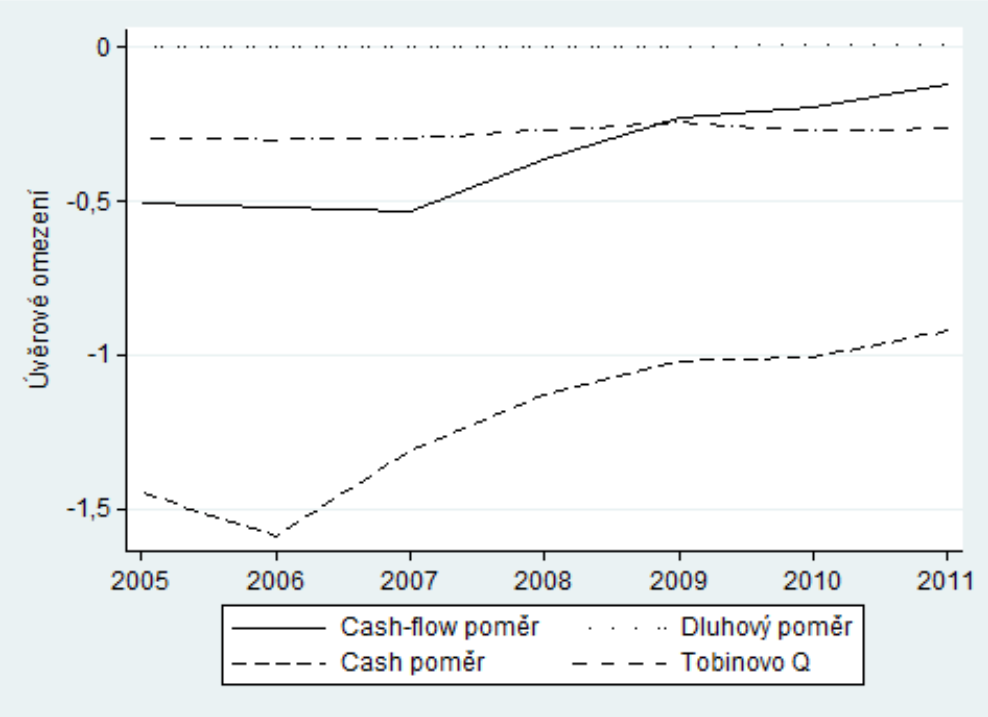


Zdroj: vlastní analýza.

Ve Španělsku firmy čelily vyššímu úvěrovému omezení od roku 2007 z důvodu nárůstu cash-flow a hotovostního (cash) ukazatele (obr. 34). Nárůst úvěrového omezení pramenícího z těchto dvou ukazatelů pokračoval v až do konce zkoumaného období. Ukazatele Tobinova Q a dluhu mají setrvalý charakter v průběhu celého časového období.

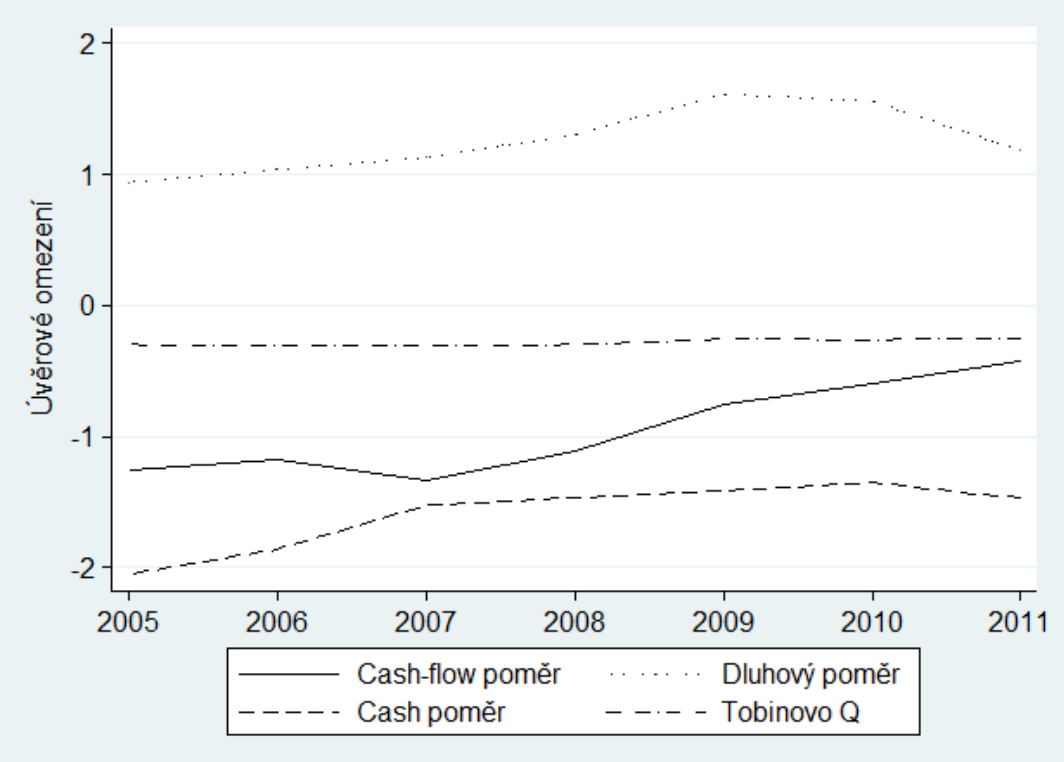
Velmi výrazné změny v úvěrovém omezení firem lze pozorovat při rozkladu KZ indexu pro Řecko (obr. 35). Po vypuknutí finanční krize došlo k nárůstu úvěrového omezení z důvodu nárůstu dluhu, z důvodu nedostatku cash-flow a rovněž z důvodu poklesu hotovostních zůstatků (cash-flow a hotovostní zůstatky mají negativní znaménko při výpočtu KZ indexu). Naopak není viditelný nárůst úvěrového omezený plynoucí ze zástupné proměnné pro Tobinovo Q.

Obrázek 34: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení ve Španělsku



Zdroj: vlastní analýza

Obrázek 35: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v Řecku



Zdroj: vlastní analýza.

7.3. Dílčí závěr

Tato kapitola poskytla analýzu úvěrového omezení malých a středních firem ve skupině tzv. Višegrádských států (Polsko, Maďarsko, Česka republika a Slovensko) a ve skupině vybraných států Eurozóny – v Německu, Itálii, Španělsku a Řecku. Provedená analýza ukázala asymetrický dopad finanční krize na úvěrové omezení v obou skupinách států.

Výsledky analýzy pro státy skupiny V4 naznačují, že v případě Maďarska a Polska nelze vysledovat výrazný nárůst úvěrového omezení firem v průběhu probíhající finanční krize. V České republice se malým a středním firmám zhoršilo úvěrové omezení po vypuknutí finanční krize a krize zasáhla vzorek firem symetrickým způsobem. Výsledky analýzy pro firmy na Slovensku jsou podobné provedené analýze firem v České republice. Úvěrové omezení firem na Slovensku se nicméně po skončení finanční krize mírně zlepšilo. Úvěrové omezení firem v České republice a na Slovensku narostlo z důvodu zhoršení cash-flow a poklesu hotovostních zůstatků.

Analýza úvěrového omezení malých a středních firem v Eurozóně neprokázala zhoršení úvěrového omezení firem v Německu. V případě Itálie, Španělska a Řecka nicméně došlo k zhoršení úvěrové omezení firem s nástupem finanční krize. V případě Řecka nicméně úvěrové omezení narůstalo i po skončení finanční krize.

Na základě analýzy firemních indikátorů se firmám ve Španělsku po skončení finanční krize výrazně nezlepšil přístup k externímu financování. V případě Itálie bylo hlavním faktorem způsobující úvěrové omezení firem jejich zadlužení. Ve Španělsku a Řecku byl nárůst úvěrového omezení v průběhu krize způsobem především zhoršením cash-flow a poklesem hotovostních zůstatků. Důvodem zhoršení úvěrového omezení firem v Řecku bylo kromě těchto indikátorů i jejich zadlužení.

Na základě provedených analýz tedy je možné konstatovat, že byla finanční krize asymetrickým makroekonomickým šokem ve vztahu k úvěrovému omezení malých a středních firem v Evropské unii. Asymetrie dopadu finanční krize spočívá v rozdílné míře dopadu krize na úvěrové omezení firem v obou zkoumaných skupinách států. V první skupině států – tzv. Višegrádské čtyřce – krize zasáhla významně pouze české a slovenské malé a střední firmy. V Maďarsku a Polsku provedená analýza neprokázala zhoršení úvěrového omezení firem.

Ve skupině vybraných států Eurozóny se finanční krize projevila asymetricky při dopadu na řecké, italské a španělské malé a střední firmy ve srovnání s firmami v Německu, kde provedená analýza neprokázala zhoršení úvěrového omezení.

8. Analýza nerovnováhy na úvěrovém trhu v Řecku

Na základě výsledků provedené analýzy úvěrového omezení firem, která ukázala, že nejvyššímu nárůstu úvěrového omezení v průběhu finanční krize čelily malé a střední firmy v Řecku, je pro tuto zemi provedena analýza agregátních dat, která poskytuje detailnější informace o nerovnováze na úvěrovém trhu a umožňuje zjistit, zda se na úvěrovém trhu v Řecku vyskytl problém zadření úvěrů. Řecko je zvoleno rovněž jako příklad země, která byla výrazně zasažena propadem ekonomické aktivity v období po vypuknutí finanční krize (reálný HDP v roce 2009 poklesl meziročně o 4,4 % a v roce 2010 o 5,4 %, (Eurostat, 2015)).

Pro analýzu nerovnováhy je nutné otestovat data na jejich stacionaritu a existenci kointegračního vektoru, tak aby byla vyloučena možná zdánlivá závislost mezi zkoumanými proměnnými z důvodu práce s nestacionárními časovými řadami. Následně je proveden odhad nabídky a poptávky po úvěrech pomocí metody maximální věrohodnosti a jsou odhadnuty parametry vysvětlujících proměnných nabídkové a poptávkové funkce (blíže jsou zmíněné metody popsané v kapitole Metodika)

8.1. Testy stacionarity a kointegrace časových řad

Jak uvádí Herrera, Hurlin a Zaki (2012) a Čeh, Dumičić a Krznar (2011) metodu maximální věrohodnosti je vhodné použít na časových řadách, u kterých je prokázána existence kointegračního vektoru. Z tohoto důvodu je zkoumána stacionarita časových řad pomocí ADF testu na úrovních a prvních diferencích s konstantou a trendem (tab. 6), a následně jsou identifikovány kointegrační vektory v časových řadách (tab. 7). ADF test je proveden na logaritmovaných časových řadách kromě úrokových sazeb.

Tabulka 6: Test stacionarity časových řad v úrovni s trendem

	q	IR	Y	DEP	IRd	INT
úrovně	-3,402732	-2,697185	-0,315667	-2,691607	-3,175042 *	-2,106396
první diference	-10,58296 ***	4,5321 ***	-8,214768 ***	-4,311033 ***	-6,67928 ***	-3,771484 ***

Pozn: označení proměnných odpovídá vztahům (3), (4) a (9), *** a * označují statistickou významnost o zamítnutí nulové hypotézy o existenci jednotkového kořene na 1%, respektive 10% hladině významnosti.

Zdroj: Koráb, Poměnková (2015a).

Výsledky testu stacionarity na úrovních naznačují, že pouze u indexu průmyslové produkce je zamítnuta existence jednotkového kořene na 10% hladině významnosti. Na nižší hladině významnosti (1% a 5%) nedochází k zamítnutí existence jednotkového kořene na úrovních.

Analýza jednotkového kořene na prvních diferencích zamítá existenci jednotkového kořene u všech časových řad na 1% hladině významnosti. Na základě ADF testu je tedy možné vyslovit závěr, že jsou časové řady nestacionární a I(1) na 5% hladině významnosti.

Tabulka 7: Výsledky kointegrační analýzy nabídky a poptávky po úvěrech

	Trace est			Maximum eigenvalue test		
	r=0	*r=1*	*r=2*	*r=0*	*r=1*	*r=2*
Poptávka	59,37*	22,54	0,042	36,83 *	17,73*	4,81193
Nabídka	91,24*	46,51*	26,73	44,72*	19,78	19,28*

Pozn: * označuje statistickou významnost na 10% hladině významnosti.

Zdroj: vlastní analýza.

Výsledky kointegrační analýzy naznačují, že v případě poptávkové funkce existuje mezi časovými řadami jeden kointegrační vektor (trace test), resp. a dva kointegrační vektory (maximum eingenvalue test). V případě nabídkové funkce existují mezi časovými řadami dva kointegrační vektory (trace test), resp. jeden kointegrační vektor (maximum eigenvalue test). Z výše prezentovaných výsledky tedy vyplývá, že je možné použít metodu maximální věrohodnosti na zkoumaných datech z důvodu neexistence zdánlivé závislosti.

8.2. Identifikace determinantů nabídky a poptávky po úvěrech

Pomocí metody maximální věrohodnosti jsou odhadnuty parametry vysvětlujících proměnných nabídky a poptávky po úvěrech (tab. 8). Kromě úrokových sazeb z půjček a na mezibankovním trhu je odhad proveden na logaritmovaných hodnotách časových řad.

Výsledky v případě poptávkové funkce ukazují na negativní vliv ekonomické a investiční aktivity na poptávku po úvěrech, což není v souladu s teoretickými předpoklady. Ekonomická teorie rovněž předpokládá negativní vztah mezi růstem úrokové míry a poptávkou po úvěrech, což empirická analýza nepotvrdila. V případě nabídky úvěrů je vliv mezibankovní úrokové sazby a vkladů u komerčních bank v souladu s ekonomickou teorií. U diferenciálu mezi úrokovou sazbou z úvěrů a z deposit se předpokládá pozitivní vztah k úvěrové emisi, což empirická analýza nepotvrdila.

Všechny vysvětlující proměnné u nabídky a poptávky po úvěrech jsou statisticky významné. Koeficient determinace je vysoký, 0,9359, což je způsobeno povahou analýzy, která pracuje s nestacionárními časovými řadami.

Tabulka 8: Odhad determinantů nabídky a poptávky po úvěrech

závisle proměnná: $\ln q_t$		
Poptávka		
konstanta	15,3974 (23,1818)	***
$\ln Y_t$	-1,0194 (-6, 2673)	***
IR_t	0,1142 (3,7905)	***
Nabídka		
konstanta	4,2997 (4,6663)	***
INT_t	-0,0253 (-2,7360)	***
IRd_t	-0,0475 (-3,4135)	***
$\ln DEP_t$	0,7654 (12,0054)	***
$\ln Y_t$	-0,3992 (-6,0890)	***
LogLikelihood	-233,9433	
R2	0,9359	
N	120	

Pozn.: *** označuje statistickou významnost koeficientu na 1% hladině významnosti, R2 koeficient determinace, N počet pozorování, označení proměnných odpovídá modelům (3) a (4), a vztahu (9), hodnoty v závorce označují t-statistiky.

Zdroj: vlastní analýza.

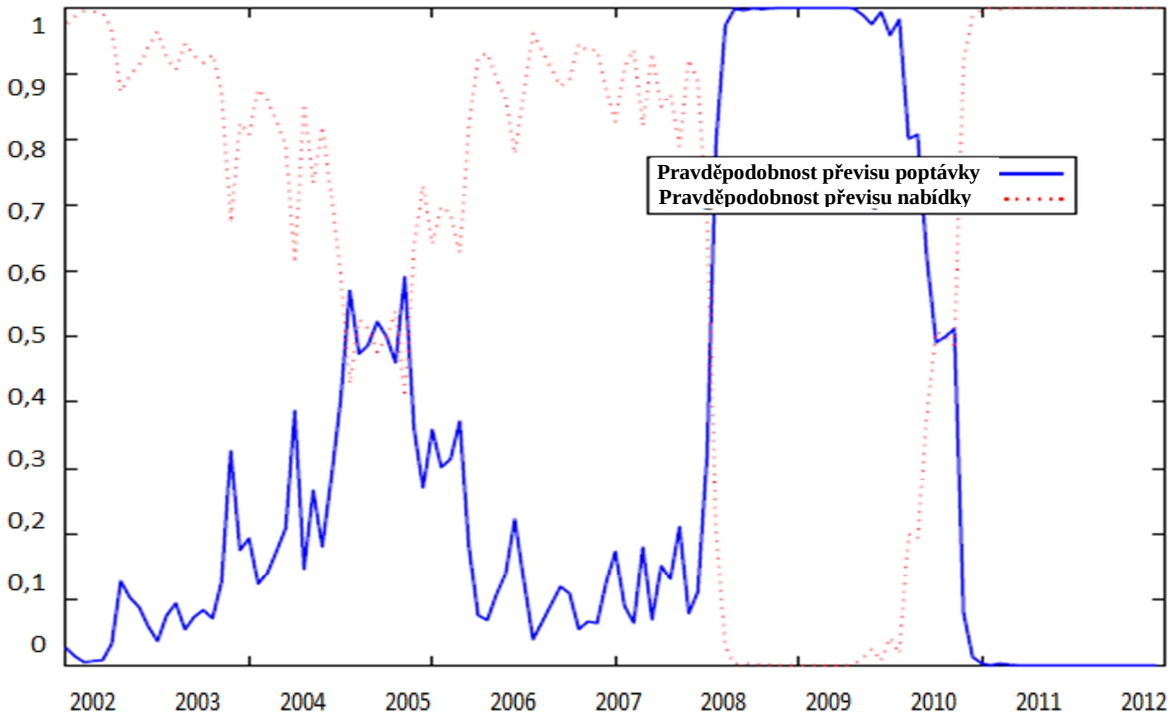
8.3. Identifikace existence nerovnováhy na úvěrovém trhu

Metoda maximální věrohodnosti při aplikaci na trhu v nerovnováze umožňuje identifikovat pravděpodobnost existence převisu poptávky i pravděpodobnost převisu nabídky pro každé časové období. Obrázek 36 prezentuje výsledky analýzy pravděpodobnosti existence nerovnováhy na úvěrovém trhu v Řecku.

Pravděpodobnostní distribuční funkce tedy poukázala na fakt, že pravděpodobnost převisu nabídky nad poptávkou větší než 0,5 je viditelná, kromě velmi krátkého období, v průběhu celého období před vypuknutím finanční krize do roku 2008. V období let 2008 - 2010, kdy probíhala a doznívala finanční krize, naopak existuje vyšší pravděpodobnost existence převisu poptávky nad nabídkou úvěrů. Po roce 2010 dochází opět s vyšší pravděpodobností k existenci převisu nabídky úvěrů nad poptávkou po nich.

V průběhu finanční krize v Řecku docházelo s pravděpodobností blízké 1 k existenci převisu poptávky po úvěrech nad nabídkou, na Řeckém úvěrovém trhu tedy vznikl problém zadření úvěrů (podle definice Ghoshe a Ghoshe, 1999).

Obrázek 36: Pravděpodobnost existence nerovnováhy na úvěrovém trhu v Řecku



Pozn.: na vertikální ose je vyznačena pravděpodobnost existence nerovnováhy na úvěrovém trhu Plná čára označuje pravděpodobnost existence převisu poptávky, čárkovaná čára označuje pravděpodobnost převisu nabídky úvěrů.

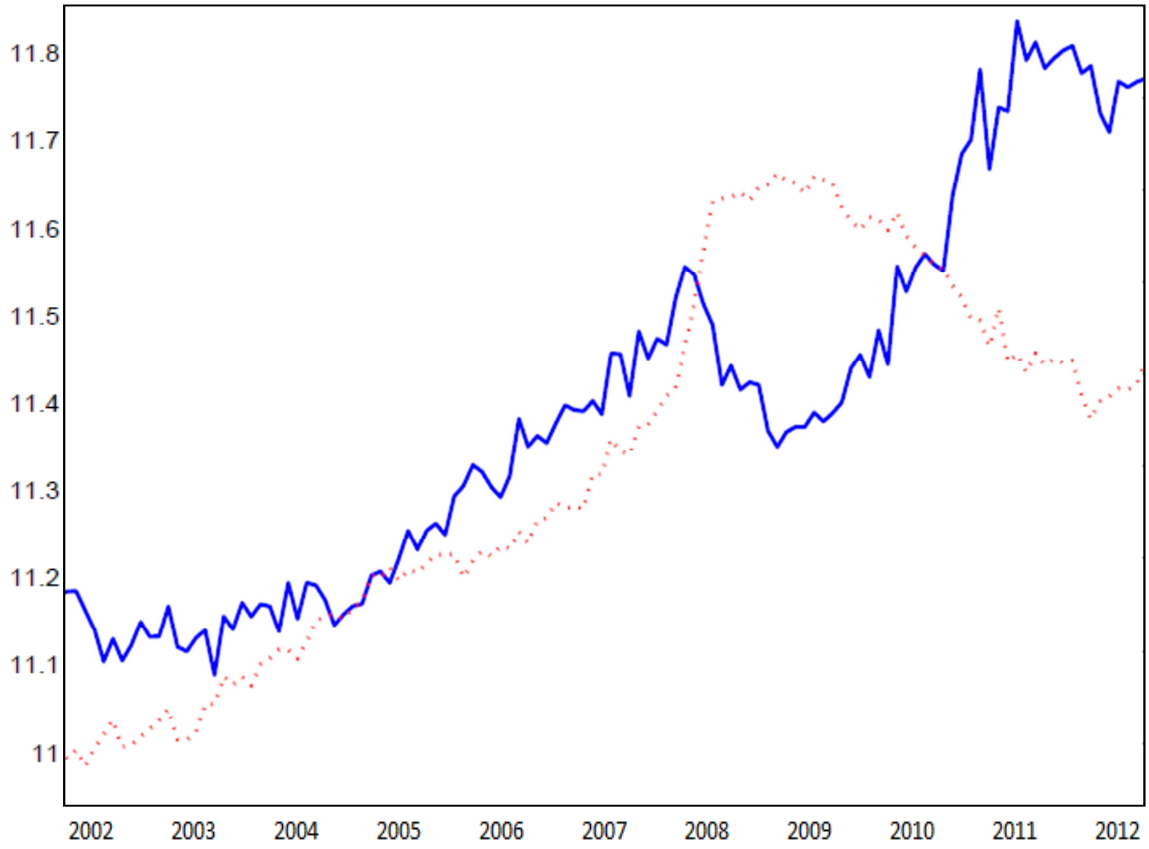
Zdroj: vlastní analýza.

Výsledky analýzy distribuční funkce jsou v následujícím kroku doplněny o odhad nabízeného a poptávaného množství úvěrů (obr. 37). Výsledky empirické analýzy ukazují, že před vypuknutím finanční krize (2002-2007) existoval mírný převis nabídky úvěrů nad poptávkou po úvěrech. Po vypuknutí finanční krize (2008-2010) došlo k poklesu nabídky úvěrů a existoval na úvěrovém trhu převis poptávky úvěrů nad nabídkou. V průběhu finanční krize tedy v Řecku, na základě výsledků empirické analýzy, vznikl credit crunch. Po roce 2010 došlo k opačnému vývoji, kdy rostoucí nabídka úvěrů převyšovala poptávku po úvěrech.

Pokles nabídky úvěrů lze přisuzovat poklesu vkladů u komerčních bank (blíže tabulka 8 a koeficient proměnné deposit – 0,7654), které tvoří jeden ze zdrojů pro financování úvěrové emise komerčních bank. Tento argument je v souladu s Gusem (2013) který argumentuje, že

v průběhu finanční krize došlo v Řecku k odlivu kapitálu z ekonomiky v reakci na provedená úsporná opatření.

Obrázek 37: Odhad nabídky a poptávky po úvěrech v Řecku



Pozn.: na vertikální ose jsou vyznačeny logartitmované hodnoty poptávaného a nabízeného množství úvěrů. Plná čára označuje nabídku úvěrů, tečkovaná čára označuje poptávku po úvěrech.

Zdroj: Koráb, Poměnková (2015a).

Na základě provedených analýz tedy lze vyvodit závěr, že v období finanční krize došlo v Řecku k problému zadření úvěrů. Po roce 2010 nicméně došlo k poklesu poptávaného množství úvěrů a tedy i k eliminaci převisu poptávky po úvěrech nad jejich nabídkou.

8.4. Dílčí závěr

Tato kapitola poskytnula analýzu možné nerovnováhy na úvěrovém trhu v Řecku, kde analýza panelových dat prokázala nevyšší nárůst úvěrového omezení malých a středních firem v průběhu finanční krize. Řecko bylo zvoleno pro analýzu rovněž z důvodu nejvýraznějšího propadu ekonomiky ze všech států Evropské unie po vypuknutí krize. Provedená analýza

nerovnováhy na úvěrovém trhu identifikovala problém zadření úvěrů v Řecku v průběhu probíhající finanční krize mezi roky 2008-2010. V této době docházelo na řeckém úvěrovém trhu k převisu poptávky po úvěrech nad jejich nabídkou. V období před vypuknutím a po jejím skončení naopak existoval na úvěrovém trhu v Řecku převis nabídky nad poptávkou po úvěrech. Významným determinantem nabídky úvěrů byly vklady firem a domácností u komerčních bank.

9. Diskuse výsledků

Výsledky empirických analýz jsou v této kapitole diskutovány v souvislosti s dalšími pracemi autorů využívající ostatní metody analýzy úvěrového omezení firem, jsou diskutována omezení provedeného výzkumu, a je rovněž diskutován význam kombinace analýz úvěrového omezení firem měřeným KZ indexem na panelových datech a makroekonomickou analýzou agregátních dat úvěrového trhu v Řecku.

V případě České republiky výsledky empirické analýzy naznačují, že malé a střední firmy zaznamenaly nárůst úvěrového omezení v průběhu období probíhající finanční krize. Po skončení finanční krize firmy v ČR nezaznamenaly zlepšení přístupu k externímu financování. Provedená analýza zachycuje pouze úvěrové omezení plynoucí z firemních indikátorů a nezachycuje faktory v rámci bankovního systému. Faktory, které determinovaly úvěrové omezení firem, byly pokles cash-flow a pokles hotovostních zůstatků. Provedená analýza v rámci této disertační práce nezohledňuje firmy, které zbankrotovaly.

Nárůst úvěrového omezení v souvislosti s poklesem cash-flow a hotovostních zůstatků souvisí s horším výkonem české ekonomiky, která v roce 2009 poklesla o 4,6% (Fidrmuc a Wörgötter, 2014). Výsledky provedeného výzkumu odpovídají předpokladům teorie Finančního akcelerátoru, která přímo popisuje spojitost mezi úvěrovým a hospodářským cyklem. Frikce na úvěrových trzích zesilují dopad makroekonomického šoku na ekonomiku. Pokles agregátního výstupu ekonomiky poté vede k horším hospodářským výsledkům firem, které následně čelí vyšším úvěrovým omezením.

Jak uvádí Řežábek (2009), v České republice se zhoršilo podnikatelské klima a podnikatelská důvěra v průběhu finanční krize ve všech odvětvích. V prosinci 2008 poklesla meziročně průmyslová produkce o 17 % a stavební produkce a tržby v maloobchodě o 2 %. Zpomalení se projevilo v průmyslu i službách. Tyto faktory působily na pokles cash-flow a hotovostních zůstatků firem v České republice v průběhu finanční krize.

Stejný problém úvěrového omezení firem České republice byl zkoumán Pospíšilem a Schwarzem (2014), kteří použili dynamická panelový regresní model pro analýzu omezení v externím financování pomocí citlivosti investic na změny v cash-flow a zadlužení firem. Jejich data, pocházející z rozvah firem v rámci databáze panelových dat, pokrývají roky 2006–2011, což umožňuje zkoumat vliv finanční krize. Výsledky jejich výzkumu naznačují,

že cash-flow a velikost dluhu mají kladný a významný vliv na míru investic. Provedená analýza ukázala, že existence finančních omezení, vyjádřená citlivostí investic na cash-flow, je zřejmá zejména po roce 2008 a také v kategorii malých a středních podniků. Současně však nic nenasvědčuje tomu, že by podniky, které sledovaném období zbankrotovaly, čelily výraznějšímu finančním omezením.

Závěry této disertační práce ohledně úvěrového omezení malých a středních podniků v České republice se tedy shodují s výzkumem Pospíšila a Schwarze (2014) v tom, že firmy čelily po roce 2008 silnějšímu finančnímu (úvěrovému omezení), a že faktorem, který působil na jejich přístup k externímu financování, bylo firemní cash-flow.

Výsledky provedené analýzy pro Slovensko ukazují, podobně jako v České republice, že malé a střední firmy čelily vyššímu úvěrovému omezení po propuknutí finanční krize. Faktory, které působily na úvěrové omezení negativním způsobem byly pokles cash-flow a hotovostních zůstatků. Tato situace se velmi mírně zlepšila po skončení finanční krize. Jako důvod pro nárůst úvěrového omezení plynoucí z redukovaného cash-flow a poklesu hotovostních zůstatků lze opět určit ekonomický pokles, kdy na Slovensku v roce 2009 poklesl HDP o 4,9% (Fidrmuc a Wörgötter, 2014).

Srovnatelnou analýzu úvěrového omezení malých a středních firem v průběhu finanční krize provedla Drechsel (2010), která využila probit modelu odhadnutého na panelových datech z dotazníkových šetření. Její výsledky naznačují, že v roce 2009 mělo 15,8% malých a středních firem na Slovensku výrazný problém s přístupem k externímu financování. Analýza autorky nicméně využívá malý vzorek firem (méně než 300) a chybí zde srovnání se stavem před finanční krizí.

Výsledky disertační práce pro Polsko neukazují výrazné zhoršení úvěrového omezení malých a středních firem v důsledku finanční krize. Vzhledem k faktu, že změny KZ indexu jsou velmi korelované s fází hospodářského cyklu, který determinuje výkonnost firem, jsou tyto závěry opodstatněné. Polsko bylo jedinou zemí, která i v průběhu finanční krize zažívala ekonomický růst. V roce 2009 vzrostl HDP v Polsku o 1,6%, (ECB, 2010).

Výsledky analýzy pro Maďarsko neukazují rozdíl v úvěrovém omezení firem v předkrizovém, krizovém a pokrizovém období. Toto je velmi kontroverzní závěr, který je vhodné uvést do širších souvislostí. Provedená analýza v disertační práci zkoumá pouze firmy, které

poskytnuly data v rámci databáze po celé zkoumané období. Strategie výběru vzorku ze vzorku vyloučila firmy, které zbankrotovaly. Tato strategie byla zvolena z důvodu potřeby porovnatelnosti výsledků odhadů funkcí hustoty mezi jednotlivými roky.

Problémem v průběhu finanční krize v Maďarsku byl drastický nárůst počtu malých a středních firem v úpadku. V roce 2009 narostl počet bankrotů malých a středních firem v porovnání s rokem 2007 o 39% (OECD, 2013). Tyto firmy mohly čelit výraznému úvěrovému omezení, které ovšem empirická analýza v této disertační práci neodhalila. Maďarská ekonomika poklesla v roce 2009 o 6,8% (pokles reálného HDP), (OECD, 2013), což v souvislosti s nadměrným vypůjčováním domácností v cizích měnách a depreciací forintu mezi zářím 2008 a březnem 2009 vedlo k nutnosti požádat o půjčku MMF a EU (EEAG, 2012). Je tedy oprávněné předpokládat výrazný nárůst úvěrového omezení maďarských firem v průběhu finanční krize.

Empirická analýza úvěrového omezení firem v Německu neukázala výrazné změny v úvěrovém omezení firem v průběhu finanční krize. Tento závěr je v souladu se Schmidtem a Zwickem (2012) a Rottmannem a Wollmershauserem (2011), kteří zkoumají existenci zadření úvěrů v Německu v průběhu finanční krize.

Rottmann a Wollmershauser (2011) využili odhadu logit modelu na panelových datech z dotazníkových šetření provedených ve firmách. Datový soubor obsahuje průměrně 2100 firem pro každý rok v období let 2003-2010. Výsledky jejich výzkumu nenaznačují výrazný nárůst úvěrové omezení firem po vypuknutí finanční krize. Pouze velké firmy, které sjednávaly úvěry s velkými zemskými bankami, zaznamenaly menší ochotu bank poskytnout úvěr. Podobně Schmidt a Zwick (2012) zkoumají existenci zadření úvěrů na makroekonomické úrovni využitím nerovnovážného modelu odhadnutého pomocí aplikace metody maximální věrohodnosti na trhu v nerovnováze. Výsledky jejich odhadů se shodují s Rottmannem a Wollmershauserem (2011), kdy autoři neidentifikují problém zadření úvěrů v Německu v průběhu finanční krize ani po jejím skončení.

Výsledky analýzy pro Itálii odhalily výrazné zhoršení úvěrového omezení firem v průběhu finanční krize, kromě roku 2008. Hlavním faktorem ovlivňující úvěrové omezení firem bylo jejich zadlužení. V roce 2010 a 2011 nedošlo, na základě provedené analýzy, ke zlepšení této situace.

Srovnatelnou analýzu provedli Costa, Malgarini a Margani (2012), kteří využili probit, logit a regresních modelů pro odhad úvěrového omezení na vzorku 11 033 firem na datech z dotazníkových šetření. Autoři dospěli k závěru, že se podmínky pro získání bankovní půjčky v průběhu finanční krize pro Italské malé a střední firmy významně zhoršily a tato úvěrová omezení se dále zhoršovala ve 3. a 4. čtvrtletí roku 2011. Autoři dále poukazují na fakt, že firmy čelily odlišným mírám úvěrového omezení v jednotlivých regionech Itálie. Provedená analýza úvěrového omezení italských malých a středních firem v této disertační práci tedy přibližně odpovídá závěrům, ke kterým dospěli Costa, Malgarini a Margani (2012).

Ve Španělsku čelily firmy vyššímu úvěrovému omezení od roku 2007 z důvodu zhoršení cash-flow a poklesu hotovostních zůstatků. Nárůst úvěrového omezení pramenící z těchto dvou ukazatelů pokračoval v až do konce zkoumaného období.

Provedený výzkum v disertační práci je možné porovnat s analýzou Carbó-Valverdeho a kol. (2012), kteří zkoumali existenci zadření úvěrů na vzorku 40 215 malých a středních firem ve Španělsku. Autoři rovněž využívají databázi panelových dat Amadeus Bureau van Dijk pro analýzu pomocí metody maximální věrohodnosti. Výsledky výzkumu naznačují, že byla finanční krize ve Španělsku v letech 2008-2009 doprovázena zadřením úvěrů (tzv. credit crunch) pro malé a střední firmy a že se počet firem, kterým vzrostlo úvěrové omezení v průběhu finanční krize, zvýšil. Předkládaná disertační práce a výsledky výzkumu Carbó-Valverdeho a kol. (2012) jsou tedy podobné přesto, že využívají jiné metody empirické analýzy.

Poslední zkoumanou zemí v rámci analýzy úvěrového omezení firem a nerovnováhy na úvěrovém trhu je Řecko. Výsledky analýzy na mikroekonomických datech pro Řecko naznačují výrazné zhoršení úvěrového omezení firem v průběhu finanční krize i po jejím skončení. Hlavními faktory, které zhoršovaly úvěrové omezení firem, byly zadlužení firem a pokles cash-flow a hotovostních zůstatků.

Srovnatelnou analýzu provedl Drakos (2013) s využitím probit modelu na datech z dotazníkových šetření využitím databáze SAFE. Cílem bylo identifikovat reakci komerčních bank na finanční krizi ve spojitosti s úvěrovou emisí malým a středním firmám. Výsledky pro Řecko odhalily, že 74,16% firem čelilo zhoršení podmínek při získání úvěrů z důvodu nárůstu úrokové sazby, 38,68% firem zaznamenalo problémy se získáním úvěru v podobě

kvantitativních omezení a 46,64% firem zaznamenalo omezení v podobě nutnosti dodatečných záruk. Tyto závěry jsou plně v souladu s Wehingerem (2013), který uvádí, že malé a střední firmy v Řecku mají výrazné problémy získávat externí financování z důvodů faktorů na nabídkové i poptávkové straně i po skončení finanční krize.

Výsledky empirické analýzy časových řad na makroekonomické úrovni pro Řecko ukazují, že před vypuknutím finanční krize existoval na řeckém úvěrovém trhu mírný převis nabídky úvěrů nad poptávkou po úvěrech. Po vypuknutí finanční krize došlo k poklesu nabídky úvěrů a docházelo k převisu poptávky nad nabídkou. V průběhu finanční krize tedy v Řecku, na základě výsledků empirické analýzy, vznikl credit crunch. Po roce 2010 došlo k opačnému vývoji, kdy rostoucí nabídka úvěrů převyšovala poptávku po úvěrech.

Srovnatelnou analýzu využívající i podobné metody provedl Vouldis (2012) apliakací metody maximální věrohodnosti na trhu v nerovnováze v bayesovském pojetí. Jeho výsledky docházejí k podobným závěrům jako výsledky této disertační práce. V průběhu finanční krize došlo v Řecku k poklesu nabídky úvěrů a existoval zde převis optávky po úvěrech. Tento stav pokračoval i v průběhu navazující dluhové krize. Tento stav byl platný pro všechny druhy půjček, kromě krátkodobých obchodních úvěrů, kde poptávka po nich poklesla dokonce výrazně více než jejich nabídka. Výsledky Vouldise (2012) jsou tedy v hlavních rysech podobné provedeným analýzám v této disertační práci.

Souhrnně lze uvést, že provedené empirické analýzy odhalily asymetrický dopad finanční krize na přístup malých a středních firem k externímu financování ve skupině zemí tzv. Visegrádské 4 a ve skupině zvolených států Eurozóny. Tento závěr je v souladu s Halmaiem a Vásárym (2010), kteří zdůvodňují asymetrický dopad na členské státy Evropské unie z důvodu odlišné míry závislosti ekonomiky na exportu, stavu běžného účtu platební bilance, velikosti finančního sektoru a expozici finančních institucí vůči rizikovým aktivům. V souladu s jejich závěry jsou i Lacina a Rusek (2011), kteří zkoumali asymetrický dopad finanční krize ve státech Eurozóny.

Kombinace analýz na panelových datech, jejímž cílem bylo identifikovat mírů úvěrového omezení na základě změny firemních indikátorů zkoumaného vzorku, tedy odhadnout vývoj bonity firem, a makroekonomické analýzy, která zkoumá úvěrový trh na časových řadách, má následující významné přínosy. Prvním přínosem je identifikace možného důvodu úvěrového

omezení firem. Jak již bylo uvedeno v kapitole 4.1., úvěrové omezení firem může být důsledkem zhoršení bonity žadatelů o úvěr, poklesu zápůjčního kapitálu bank, problémů s likviditou komerčních bank, růstem rizika na mezibankovním trhu, a dalšími faktory. Provedená analýza prokázala výrazné zhoršení bonity vzorku malých a středních firem v Řecku. Riziko poskytnutí bankovní půjčky zkoumanému vzorku firem v průběhu finanční krize výrazně vzrostlo, jejich bonita tedy poklesla. Komerční banky tedy neuspokojily všechny žádosti o úvěr, což se projevilo v převisu poptávky po úvěr, nad jejich nabídkou v průběhu finanční krize, jak naznačila analýza nerovnováhy na řeckém úvěrovém trhu.

Druhým přínosem kombinace obou typů analýz je identifikace možného směru kauzality v úvěrovém omezení firem. V průběhu finanční krize došlo v Řecku k recesi, která zasáhla i řecké malé a střední firmy, jejichž tržby jsou více procyklické, než v případě velkých firem (Bernanke, Gertler a Gilchrist, 1996). Z důvodu následného poklesu cash-flow a zhoršení likvidity (blíže obrázek 35 v kapitole 7.2.3.), vzrostlo úvěrové omezení firem, riziko odmítnutí žádosti o úvěr a poklesla jejich bonita. Makroekonomická analýza ovšem naznačila i druhý směr kauzality úvěrového omezení řeckých firem. V případě převisu poptávky po úvěrech nad jejich nabídkou mají firmy, kterým nebyl poskytnutý úvěr zhoršený přístup k externímu financování. Tato skutečnost může mít vliv na firemní cash-flow, likviditu i na následný pokles tržeb, což posléze vede dalšímu zhoršení bonity žadatelů o úvěr. Nerovnováha na úvěrovém trhu tedy může multiplikovat dopad ekonomické recese na firemní sektor tak, jak předpokládá teorie Finančního akcelerátoru (blíže kapitola 4.5.).

10. Závěr

Tato disertační práce zkoumá úvěrové omezení malých a středních firem v Evropské unii v průběhu finanční krize z let 2008-2009. Empirická analýza se skládá z analýzy panelových dat a z analýzy časových řad na makroekonomické úrovni. Pro empirickou analýzu panelových dat byly zvoleny dvě skupiny států Evropské unie. V první skupině se nacházejí státy tzv. Višegrádské čtyřky, tj. Polsko, Maďarsko, Česká republika a Slovensko. V druhé skupině států jsou vybrané státy Eurozóny – Německo, Itálie, Španělsko a Řecko. Metodou analýzy úvěrového omezení firem je Kaplan-Zingalesův index, který je vypočítán pro každou firmu ve vzorku pro jednotlivé zvolené země v období let 2005-2011. Analýza tedy zkoumá nejen období probíhající finanční krize, ale rovněž období před jejím vypuknutím a po jejím skončení.

Přínosem disertační práce je využití analýzy funkce hustoty indexu úvěrového omezení firem pomocí neparametrického jádrového odhadu. Navržený způsob umožňuje identifikovat vývoj úvěrového omezení firem v čase a analyzovat změny v rozložení datového souboru ve vztahu k probíhajícímu makroekonomickému šoku v podobě finanční krize.

V disertační práci jsou identifikovány čtyři situace změn funkce hustoty odhadnuté pomocí neparametrického jádrového odhadu. V prvním případě nedochází k posunu funkce hustoty mezi zkoumanými roky, ani ke změně špičatosti funkce hustoty. V takovémto případě je možné provést závěr, že úvěrové omezení firem nezměnilo. V druhém případě dochází k nárůstu špičatosti funkce hustoty mezi zkoumanými roky. Vyšší koncentrace firem kolem střední hodnoty naznačuje, že dochází k větší homogenitě vzorku firem ve vztahu k jejich úvěrovému omezení V případě třetí varianty dochází k posunu funkce hustoty k vyšším hodnotám úvěrového omezení bez měny špičatosti funkce. V tomto případě je možné provést závěr, že s nástupem finanční krize došlo k nárůstu úvěrového omezené firem ve vzorku. Čtvrtou variantou změny funkce hustoty úvěrového omezení firem je její posun a nárůst její špičatosti. Ekonomicky lze tuto variantu interpretovat tak, že s nástupem finanční krize se zhoršilo úvěrové omezení firem, přičemž finanční krize zasáhla firmy symetrickým způsobem, protože došlo k větší homogenitě firem z pohledu jejich úvěrových omezení.

Tento metodický postup je aplikován na panelová data z databáze Amadeus Bureau van Dijk. Pro analýzu vývoje jednotlivých faktorů úvěrového omezení firem je proveden rozklad

Kaplan-Zingalesova indexu na jeho jednotlivé poměrové ukazatele, jejichž mediánové hodnoty jsou následně sledovány v průběhu zkoumaného období.

Pro analýzu časových řad na agregátní úrovni je zvolena metoda maximální věrohodnosti a její aplikace na trhu v nerovnováze. Provedená analýza umožnila identifikovat determinanty nabídky a poptávky po úvěrech ve zvoleném státu Evropské unie, který zaznamenal nejvyšší propad ekonomické aktivity v průběhu finanční krize a u kterého analýza na panelových datech ukázala nejvyšší zhoršení úvěrového omezení firem. Dále empirická analýza umožnila identifikovat období převisu poptávky po úvěrech a období převisu nabídky úvěrů nad poptávkou po nich. Zvoleným státem pro analýzu agregátních dat úvěrového trhu je Řecko.

Výsledky empirických analýz disertační práce umožnily zodpovědět stanovené výzkumné otázky. Finanční krize byla makroekonomickým šokem s asymetrickým dopadem na úvěrové omezení malých a středních firem ve skupině vybraných států Eurozóny, a rovněž také ve skupině států V4. Úvěrové omezení firem ve skupině V4 vzrostlo malým a středním firmám v České republice a na Slovensku. Hlavními faktory způsobujícími zhoršení úvěrového omezení firem v těchto dvou státech bylo zhoršení cash-flow a pokles hotovostních zůstatků. V případě skupiny vybraných států Eurozóny došlo ke zhoršení úvěrového omezení firem v Itálii, Španělsku a především v Řecku. Hlavními faktory způsobující zhoršení úvěrového omezení firem byly v případě Itálie nárůst zadlužení, ve Španělsku pak zhoršení cash-flow a pokles hotovostních zůstatků. Nejvýraznější nárůst úvěrového omezení a firem v průběhu finanční krize i po jejím skončení zaznamenal firmy v Řecku, především z důvodu zhoršení cash-flow, poklesu hotovostních zůstatků a nárůstu firemního zadlužení.

Výsledky agregátních dat v podobě časových řad úvěrového trhu v Řecku poukázaly na existenci problému zadření úvěrů v průběhu probíhající finanční krize, kdy docházelo k převisu poptávky po úvěrech na jejich nabídkou. Významným determinantem nabídky úvěrů byly vklady domácností a firem u komerčních bank.

Kombinace obou typů analýz má dva přínosy. Prvním přínosem je identifikace možného důvodu úvěrového omezení firem. Analýza úvěrového omezení na panelových datech poukázala na výrazné zhoršení úvěrového omezení malých a středních firem v Řecku z důvodu zhoršení jejich bonity. Druhým přínosem kombinace obou typů analýz je identifikace možného směru kauzality v úvěrovém omezení firem. Kauzalita vedoucí

k úvěrovému omezení firem nemusela vést pouze od hospodářského poklesu k horším hospodářským výsledkům a tedy k nárůstu úvěrového omezení firem, ale je možné vysledovat i opačnou kauzalitu vedoucí od problému zadření úvěrů k horším hospodářským výsledkům firem a tedy i opětovnému nárůstu úvěrového omezení.

V kapitole diskuse byly výsledky provedených analýz diskutovány v souvislosti s pracemi ostatních autorů, kteří pro své empirické analýzy využili jiné metody. Výsledky předkládané disertační práce se v hlavních bodech shodují s pracemi ostatních autorů, kromě analýzy úvěrového omezení firem v Maďarsku. V této zemi došlo k výraznému nárůstu množství firem v úpadku, které analýza v rámci této disertační práce nezachytila.

Využití Kaplan-Zinagalesova indexu je limitováno omezeními, kterými jsou specifičnost odhadnutých koeficientů pro daný datový soubor, specifičnost pro zkoumané časové období, na kterém byly koeficienty odhadnuty, a uplatnitelnost v jiné zemi, než v které byl původní KZ index odhadnut. Indexy úvěrového omezení jsou nicméně v literatuře běžně využívány a každá metoda analýzy úvěrového omezení je limitována svými omezeními.

Navržená aplikace neparametrického jádrového odhadu pro analýzu distribuce úvěrového omezení firem a jeho dynamiky je nicméně obecně použitelná i pro jiné indexy finančního omezení a je možné ji aplikovat i na příkladech jiných makroekonomických šoků, než kterými byla probíhající finanční krize.

11. Literatura

1. ADRIAN, T., COLLA, P., SHIN, S. H. (2012). Which Financial Frictions? Parsing the Evidence from the Financial Crisis of 2007-09. *Federal Reserve Bank of New York*, Staff Report No. 528.
2. AIGINGER, K. (2009). The Current Economic Crisis: Causes, Cures and Consequences [online]. Österreichisches Institut Für Wirtschaftsforchung. [cit. 2009-11-27]. Dostupné z: <http://www.wifo.ac.at/wwa/jsp/index.jsp?-fid=23923&id=36501&typeid=8&display_mode= 2&pub_language=2&language=2>.
3. ALLEGREZA, S., AOUN-PELTIER L., B., DUBROCARD, A., SOLLENE, L. (2013). Access to finance of independent SMEs in Luxembourg. The consequences of the crisis. MPRA Paper č. 49330.
4. ALMEIDA, H., CAMPELLO, M., LIU, C. (2006). The Financial Accelerator: Evidence from International Housing Markets. *Review of Finance*, 10, č. 3, pp. 321-352.
5. ALMEIDA, H., HSU, P. - H., LI, D. (2012). Less is More: Financial Constraints and Innovative Efficiency. Discussion paper. Dostupé z: <: http://business.illinois.edu/halmeida/>.
6. ALMEIDA, H.. CAMPELLO, M., WEISBACH, M. S. (2002). Corporate Demand for Liquidity. Cambridge, MA: National Bureau for Economic Research. Working Paper č. 9253
7. ARTOLA, C., GENRE, V. 2011. Euro Area SMEs Under Financial Constraints: Belief or Reality? Munich: CESifo. Working Paper č. 3650.
8. ATANASOVA, C.V., WILSON, N. (2004). Disequilibrium in the UK corporate loan market. *Journal of Banking & Finance*, č. 28, pp. 595–614.
9. BAKUCS, L., FERTO, I., FOGARASI, J. (2009). Investment and Financial Constraints in Hungarian Agriculture. *Economics Letters*, 104, č. 3, pp. 122 – 124.
10. BALDWIN, R., WYPLOSZ, CH. (2013). Ekonomie evropské integrace. Grada. 4. vyd. ISBN: 978-80-247-4568-8.
11. BEHR, P. , NORDEN, L. , NOTH, F. (2013). Financial Constraints of Private Firms

and Bank Lending Behavior. *Journal of Banking and Finance*, 37, č. 9, pp. 3472 – 3485.

12. BEIRNE a kol. (2011). The impact of the eurosystem's covered bond purchase Programme on the primary and secondary Market. ECB Occasional Paper series, paper č. 122.
13. BERGER, A. N., UDELL, G. (1998): The Economics of Small Business Finance: The Roles of Private Equity and Debt Markets in the Financial Growth Cycle. *Journal of Banking & Finance*, 22, č. 6 – 8, pp. 613 – 673.
14. BERNANKE, B. S., LOWN, C. S. (1991). The Credit Crunch. *Brookings Papers on Economic Activity*, č. 2, pp. 205 – 239.
15. BERNANKE, B., GERTLER, M., GILCHRIST, S. (1996). The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *The Review of Economics and Statistics*, 78, č. 1, pp. 1 – 5.
16. BERNANKE, B., GERTLER, M., GILCHRIST, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. In: TAYLOR, J. B. and WOODFORD, M. (eds): Handbook of Macroeconomics, Vol. 1, část 3, kapitola 21. North-holland: Elsevier.
17. BIJAPUR, M. (2010). *Does monetary policy lose effectiveness during a credit crunch? Economics Letters*, 106, č. 1. pp. 42-44.
18. BOTAZZI, G., SECCHI, A., TAMAGNI, F. (2011). Financial Constraints and firm dynamics. In: DIME Final konference, 6-8. 4. 2011. Maastricht.
19. BUČKOVÁ, V. (2013). Bonita klienta – jak a proč ji banky zjišťují? Internetový portál Finance.cz. Dostupné z: <http://www.finance.cz/zpravy/finance/208678-bonita-klienta-jak-a-proc-ji-banky-zjistuji/>.
20. CAMERON, A. C., TRIVEDI, P. K. (2005). Microeconometrics: Methods and Applications. Cambridge: Cambridge University Press.
21. CARBÓ-VALVERDE, S., RODRIGUEZ, V., UDELL, G.F. (2012). Trade Credit, The Financial Crisis, and Firm Access to Finance. Discussion paper.
22. CASEY, E., O'TOOLE, C. M. (2013). Bank-lending Constraints and Alternative Financing Dur-ing the Financial Crisis: Evidence from European SMEs. Dublin:

Economic and Social Research Institute. Working Paper č. 450.

23. ČEH. (2011). A. Meh, Mirna Dumičić and Ivo Krznar. A Credit Market Disequilibrium Model And Periods of Credit Crunch. Croatian National Bank Working Papers, working paper č. 28.
24. CHODOROW-REICH, G. (2014). The Employment Effects of Credit Market Disruptions: Firm-level Evidence from the 2008–9 Financial Crisis. *The Quarterly Journal of Economics*, 7, pp. 1–59.
25. CIPRA, T. (2008). Finanční ekonometrie. 1. vyd. Praha: Ekopress, 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
26. CLOWER, R. (1965). The Keynesian counter-revolution: a theoretical appraisal. In: Hahn FH, Brechling FPR.
27. COSTA, S., MALGARINI, M., MARGANI, P. (2012). Access to credit for Italian firms: new evidence from the ISTAT confidence business surveys. ISTAT, Italian National Institute of Statistics. MPRA Paper č. 41389.
28. DOW, S. C., RODRÍGUEZ-FUENTES, C. (1998). The Political Economy of Monetary Policy. In ARESTIS, P., SAWYER M. C. The Political Economy of Central Banking. Cheltenham: Edward Elgar, pp. 1–19.
29. DRAKOS, K. (2013). Bank loan terms and conditions for Eurozone SMEs. *Small Business Economics*, 41, pp. 717–732.
30. DRECHSEL, K. (2010). The impact of the financial crisis on credit constraints and foreign currency borrowing in Eastern Europe. IWH working paper.
31. DUPRAT, M., H. (2013). The Eurozone: Falling into a Liquidity Trap? Société Générale Economic studies department. Studie č. 22.
32. EGEDY, T. (2012). The Effects of Global Economic Crisis in Hungary. *Hungarian Geographical Bulletin*, 61, č.. 2, pp. 155 – 173.
33. EGGER, P., KESINA, M. (2013). Financial Constraints and Exports: Evidence from Chinese Firms. *CESifo Economic Studies*, 59, č. 4/2013, pp. 676–706.
34. EUROPEAN BANKING AUTHORITY (2015). Oficiální portál Evropského orgánu

pro bankovnictví. Dostupné z: <http://www.eba.europa.eu/>.

35. EUROPEAN ECONOMIC ADVISORY GROUP. (2012). The Hungarian Crisis. The EEAG Report on the European Economy. Munich: CESifo, pp. 115 – 130.
36. EUROPEAN SYSTEMIC RISK BOARD (2015). Oficiální internetové stránky Evropské Rady pro Systémová Rizika. Dostupné z: https://www.esrb.europa.eu/home/html/index.en.html.
37. EUROSTAT (2015). Statistický portál Evropské unie. Dostupné z: < http://ec.europa.eu/eurostat>.
38. EVROPSKÁ CENTRÁLNÍ BANKA (2011). Approaches to monetary policy revisited – lessons from the crisis. Sixth ECB Central Banking Conference, 18-19. Listopad, 2010, editováno: Marek Jarociński, Frank Smets and Christian Thimann.
39. EVROPSKÁ CENTRÁLNÍ BANKA. (2010). The Impact of the Financial Crisis on the Central and Eastern European Countries. *ECB monthly bulletin*, č. 7/ 2010.
40. EVROPSKÁ KOMISE (2003). Commission Recommendation 6 May 2003 concerning the definition of micro, small and medium-sized enterprises (notified under document number C(2003) 1422).
41. EVROPSKÝ PARLAMENT (2015). Banking Union. Fact Sheets on the European Union – 2015.
42. FAGIOLO, G., LUZZI, A. (2006). Do liquidity constraints matter in explaining firm size and growth? Some evidence from the Italian manufacturing industry. *Industrial and Corporate Change*, 15, č. 1, pp. 1–39.
43. FAIR, R.C, JAFFE, D.M. (1972). Methods of estimation for markets in disequilibrium. *Econometrica,* 40, č. 3.
44. FAIR, R.C., KELEJIAN, H. H. (1974). Methods of estimation for markets in disequilibrium: a furher study. *Econometrica,* 42, č. 1.
45. FARRE-MENSA, J., LJUNQVIST, A. (2013). Do Measures of Financial Constraints Measure Financial Constraints? NBER working paper č. 19551. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w19551.>.

46. FAULKENDER, M., PETERSEN, M. A. (2006). Does the Source of Capital Affect Capital Structure? Review of Financial Studies, 19, č. 1, pp. 45-79.

47. FERRANDO, A., GRIESSHABER, N. (2011). Financing Obstacles Among Euro Area Firms. Who Suffers the Most? ECB working Paper č. 1293.

48. FIDRMUC, J., WÖRGÖTTER, A. (2014). Euro Membership, Foreign Banks and Credit Development During the Financial Crisis in Slovakia: A Case Study. *Review of Agricultural and Applied Economics*, 12, č. 1, pp. 12 – 23.

49. FRED. (2015). Federal Reserve Bank of St. Louis Database. Dostupné z: < http://research.stlouisfed.org/>.

50. GHOSH, S. R., GHOSH, A. R. (1999) East Asia in the Aftermath: Was There a Crunch? IMF Working Paper č. 99/38.

51. GONZÁLES, L., LOPEZ, R., J., A, SAURINA, J. (2007). Determinants of Access to External Finance: Evidence from Spanish Firms. FRBSF Working Paper č. 2007-22.

52. GUARIGLIA, A., TSOUKALAS, J., TSOUKALAS, S. (2010). Investment, Irreversibility, and Financing Constraints in Transition Economies. University of Nottingham Discussion Paper č. 10/03.

53. GUS, A. (2013). Criminals in Government: Cyprus President's Family Transferred Tens Of Millions To London Days Before Deposit Haircuts By Zero Hedge. Dostupné z: <http://hpub.org/criminals-in-government-cyprus-presidents-family-transferred-tens-of-millions-to-london-days-before-deposit-haircuts-by-zero-hedge/.>

54. HADLOCK, CH. J., PIERCE, J. R. (2010). New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ Index. *Review of Financial Studies*, 23, pp. 1909–1940.

55. HAINZ, C., NABOKIN, T. (2013). Measurement and Determinants of Access to Loans. Cesifo Working Paper č. 4190.

56. HALMAI, P., VÁSÁRY, V. (2010). Growth Crisis in the EU – Challenges and Prospects. *Intereconomics*, 5/ 2010.

57. HARCOURT, G. (2006). The Structure of Post-Keynesian Economics. The Core Contributions of the Pioneers. Cambridge, CUP.

58. HAYASHI, F. (2011). Econometrics. 2. vyd. Princeton University Press.

59. HERNANDO, I., VILLANEUVA, E. (2012). The Recent Slowdown of Bank Lending in Spain: Are Supply-Side Factors Relevant? Central Bank of Spain working paper č. 1206.

60. HERRERA, S., HURLIN, C., ZAKI, C. (2013). Why don't banks lend to Egypt's private sector? *Economic Modelling*, 33, pp. 347-356.

61. HEWITSON, G. (1997). The Post-Keynesian 'Demand for Credit' Model. *Australian Economic Papers*. 36, č. 68, pp. 127-143.

62. HOLTON, S., LAWLESS, M., McCANN, F. (2012). Firm Credit in the Euro Area: A Tale of Three Crises. Central Bank of Ireland Research Paper č. 4/RT/12.

63. HÖLZL, W. (2010). Austria's Small and Medium-sized Enterprises in the Financial Market Crisis. *Austrian Economic Quarterly*, 15, č. 5, pp. 121 – 126.

64. HORVÁTH, R., PODPIERA, A. (2012). Heterogeneity in Bank Pricing Policies: The Czech Evidence. *Economic Systems*, 36, č.. 1, pp. 87 – 108.

65. HUBER, P., PFAFFERMAYR, M. (2007). The Anatomy of the Firm Size Distribution: The Evolution of its Variance and Skewness. WIFO Working Paper č. 295.

66. HURLIN, C., KIERZENKOWSKI, R. (2007). Credit market disequilibrium in Poland: Can we nd what we expect? Non-stationarity and the short-side rule. *Economic Systems*, 31, pp. 157-183.

67. IVASHINA, V., SCHARFSTEIN, D. (2010). Bank lending during the financial crisis of 2008. *Journal of Financial Economics*, 97, pp. 319–338.

68. IYER, R., PEYDRÓ, J. - L., DA-ROCHA-LOPES, S., SCHOAR, A. (2013). Interbank Liquidity Crunch and the Firm Credit Crunch: Evidence from the 2007–2009 Crisis. *The Review of Financial Studies*, vol. 27, č. 1/2014.

69. JANDA, K. (2009). Bankruptcies with Soft Budget Constraint. *The Manchester School*, 77, č. 4, pp. 430 – 460.

70. JANDA, K. (2011). Inefficient Credit Rationing and Public Support of Commercial

Credit Provision. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 167, č. 2, pp. 371 – 391.

71. JOHANSEN, S., (1991). Estimation And Hypothesis Testing Of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, č. 59, pp. 1551–1580.
72. KALDOR, N. (1982). The scoute of monetarism. Oxford University Press, 114 s. ISBN 978-0198772484.
73. KAPLAN, S. N., ZINGALES, L. (1997). Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? *Quarterly Journal of Economics*, 112, č.. 1, pp. 168 – 216.
74. KERR, W., NANDA, R. (2009). Financing Constraints and Entrepreneurship. NBER Working Paper č. 15498.
75. KISHTAINY a kol. (2012). Kniha ekonomie. Universum. 352 s. ISBN 968 – 80- 7458-640-0.
76. KODEROVÁ, J., SOJKA, M., HAVEL, J. (2011). Teorie peněz. 2. vyd. Praha: Wolters Kluwer ČR. 284 s. ISBN 978 – 80- 7357-640-0.
77. KONINGS, J., RIZOV, M., VANDENBUSSCHEDET, H. (2003). Investment and Financial Constraints in Transition Economies: Micro Evidence from Poland, the Czech Republic, Bulgaria and Romania. *Economics Letters*, 78, č. 2, pp. 253 – 258.
78. KORÁB, P., POMĚNKOVÁ, J. (2014). Financial crisis and financing constraints of SMEs in Visegrad countries. *Ekonomický Časopis*. 2014. v. 62, č. 9. ISSN 0013-3035.
79. KORÁB, P., POMĚNKOVÁ, J. (2015a). Credit rationing in microeconomic and macroeconomic models: an example of Greece during the financial crisis. *Text v oponentském řízení na konferenci Firma a konkurenční prostředí 2015*.
80. KORÁB, P., POMĚNKOVÁ, J. (2015b). Financing constraints of SMEs in the Eurozone before, during and after the financial crisis. *Rozpracovaný doposud nepublikovaný text.*
81. KORÁB, P., POMĚNKOVÁ, J. (2015c). Access to credit of SMEs in the Czech Republic during and after the financial crisis. *Acta Universitatis Agriculturae et*

Silviculturae Mendelianae Brunensis. (v oponentském řízení)

82. KORÁB, V., MIHALISKO, M. (2005). Založení a řízení společnosti; spol. s r.o., komanditní společnost, veřejná obch. spol. 1. vyd. Brno: Computer Press, a.s., 2005. ISBN: 80-251-0592- X.
83. KORDA, J. (2011). Monetární nerovnováha v teorii endogenních peněz. *Politická ekonomie*, č. 5 /2011.
84. KREMP, E., SEVESTRE, P. (2013). Did the Crisis Induce Credit Rationing for French SMEs? *Journal of Banking and Finance*, 37, č. 1, pp. 3757 – 3772.
85. LACINA, L., RUSEK, A. (2012). Financial Crisis and its Asymmetric Macroeconomic Impact on Eurozone Member Countries. *International Advances in Economic Research*, 18, č. 1. pp 63 – 73.
86. LAMONT, O., POLK, C., SAÁ-REQUEJO, J. (2001). Financial Constraints and Stock Returns. *The Review of Financial Studies*, 14, č. 2, pp. 529 – 554.
87. LANE, P. R. (2012). The European Sovereign Debt Crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 26, č. 3, pp. 49–68.
88. LI, D. (2011) Financial Constraints, R&D Investment, and Stock Returns. *The Review of Financial Studies*, 24, č.. 9, pp. 2974 – 3007.
89. LUNGOVÁ, M. (2011). Hospodářská krize 2008-2009: Analýza příčin. E+M Ekonomie a Management, č. 2/2011.
90. LUTZ, S., KRANKE, M. (2010). The European Rescue of the Washington Consensus? EU and IMF Lending to Central and Eastern European Countries. London School of Economics Discussion Paper č. 22/2010.
91. MACH, M. (2001). Makroekonomie II. 1. a 2. část 3. vyd. Melandrium. 306 stran. ISBN 80-86175-18-9.
92. MADDALA, G. S., NELSON, F.D., (1974). Maximum likelihood methods for models of markets in disequilibrium. Econometrica, 42, pp. 1013–1030.
93. MAJKOVÁ, M. S. (2011). The Analysis of Barriers and Factors of Small and Medium-sized Enterprises Financing in the Slovak Republic. *Ekonomický časopis*, 59,

č. 10, pp. 1033 – 1049.

94. MARTINOVIČOVÁ, D., KONEČNÝ, M., VAVŘINA, J. (2014). *Úvod do podnikové ekonomiky*. 1. vyd. Praha: Grada, 208 s. ISBN: 978-80-247-5316-4.

95. MINSKI, H. P. (1986). Stabilizing an unstable economy. 350 s. McGraw-Hill Professional. ISBN-13: 978-0071592994.

96. MIZEN, P. (2008). The Credit Crunch of 2007-2008: A Discussion of the Background, Market Reactions, and Policy Responses. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, č. 9/10, 2008.

97. OECD (2013). Financing SMEs and Entrepreneurs 2013: An OECD Scoreboard Final Report. OECD Discussion paper.

98. PATINKIN, D. (1965). Money, interest and prices. 2. Vyd. Harper and Row.

99. POMĚNKOVÁ, J. (2008). Remarks to Optimum Kernels and Boundary Optimum Kernels. *Applications of Mathematics*, 53, č. 4, pp. 305 – 317.

100. POMĚNKOVÁ, J., KAPOUNEK, S., (2013). Heterogeneous distribution of money supply across the euro area. In: Proceeding of the 10th international scientific conference: Economic policy in the European Union member countries: Selected papers. Karvina, Czech Republic: Silesian University in Opava, School of Business Administration in Karvina, pp. 268–279. ISBN 978-80-7248-788-2.

101. POSPÍŠIL, M., SCHWARZ, J. (2014). Bankruptcy, Investment, and Financial Constraints: Evidence from a Post-Transition Economy. Czech National Bank working paper č. 1/2014.

102. PRUTEANU, A. (2004). Was There Evidence of Credit Rationing in the Czech Republic? *Eastern European Economics*, 42, č. 5, pp. 58 – 72.

103. RABERTO, M., TEGLIO, A., CINCOTTI, S. (2006). A dynamic general disequilibrium model of a sequential monetary production economy. *Chaos, Solitons and Fractals*, 29, pp. 566–577.

104. RADULESCU, R. (2010). Financial Constraints in Transition Countries. The Recent Experience. Newcastle Discussion Paper in Economics č. 2010/09.

105. Revenda, Z. (2011). Centrální bankovnictví. 3. vyd. Management press. ISBN 978-80-7261-230-7.

106. ŘEŽÁBEK, P. (2009). Dopady finanční krize na podnikání v České republice. Prezentace pro Českou asociaci konzultačních inženýrů. Praha, 17. března 2009.

107. REŽŇÁKOVÁ, L., KAPOUNEK, S. (2014). Is There a Credit Crunch in the Czech Republic? MENDELU Working Paper in Business and Economics č. 50/2014. Mendel University in Brno. Dostupné z: http://ideas.repec.org/s/men/wpaper.html.

108. RICE, J. (1984). Bandwidth Choice for Nonparametric Regression. *The Annals of Statistics*, 12, č.. 4, pp. 1215 – 1230.

109. ROTTMANN, H., WOLLMERSHAŰSER, S. (2011). A Micro Data Approach to the Identification of Credit Crunches, CESifo Working Paper č. 3159.

110. SAVIGNAC, S. (2006). The impact of financial constraints on innovation: evidence from French manufacturing firms. Centre d'Economie de la Sorbonne, working paper č. 8174.

111. SCHARLE, Á. (2014). Co s ekonomickou neaktivitou v zemích Visegrádu? IDEAS studie č. 9/2014

112. SCHMIDT, T., ZWICK, L. (2012). In Search for a Credit Crunch in Germany. *Ruhr Economic Papers*, č. 361.

113. SCREPANTI, E., ZAAMAGNI, S. (2005). An outline of the history of economic thought. 2. vyd. Oxford University Press.

114. SILVA, F., CARREIRA, C. (2012). Measuring firms' financial constraints: A rough guide. GEMF Working Paper č. 2012-14.

115. SMITH, G. (1980). Equilibrium and Disequilibrium Interpretations of the IS-LM model. *De Economist*, 128, č. 4.

116. SOJKA, M. (2010a). Monetární politika Evropské centrální banky a její teoretická východiska pohledem Post-keynesovské ekonomie. *Politická Ekonomie*, č. 1/2010.

117. SOJKA, M. (2010b) Dějiny ekonomických teorií. 1. vyd. Praha: Havlíček

Brain Team, 2010. 541 s. ISBN 978-80-87109-21-2.

118. SRIVASTAVA, V. K., RAO, B. B. (1990). The Econometrics of Disequilibrium Models. Londýn: Praeger. ISBN-13: 978-0387377537.

119. STIGLITZ, J. E. (2008). The Financial Crisis of 2007/2008 and its Macroeconomic Consequences. Dostupné z: <https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/jstiglitz/Crisis.cfm>.

120. STIGLITZ, J. E., WEISS, A. (1981). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. American Economic Review, 71, č. 3, pp. 393 – 410.

121. TVRDOŇ, M., BERNATÍK, W. (2010). Economic Crisis and Its Impact on SMEs: the Case of Visegrad Group Countries. *Journal of Women's Entrepreneurship and Education*, 2, č. 1 – 2, pp. 114 – 130.

122. VARIAN, H.R. (1977). Non-Walrasian Equilibria. *Econometrica*, 45, č. 3.

123. VERMOESEN, V., DELOOF, M., LAVEREN, M. (2013). Long-term debt maturity and financing constraints of SMEs during the Global Financial Crisis. *Small Business Economics*, 41, pp. 433–448.

124. VODOVÁ, P. (2013). Liquid Assets in Banking: What Matters in the Visegrad Countries? *E + M: Ekonomie a Management*, 16, č. 3, pp. 113 – 129.

125. VOULDIS, A. T. (2012). Credit Market Disequilibrium in Greece (2003-2011): A Bayesian Approach. Department of Financial Stability, Bank of Greece working paper.

126. WAGNER, J. (2013). Credit constraints and exports: evidence for German manufacturing enterprises. *Applied Economics*, 46, č. 3, 294–302.

127. WAND, M. P., JONES, M. S. (1995). Kernel Smoothing. 1. vyd. London: Chapman and Hall.

128. WEHINGER, G. (2014). SMEs and the credit crunch: Current financing difficulties, policy measures and a review of literature. *OECD Journal: Financial Market Trends*, č. 2013/2.

129. WHITED, T., M. (1992). Debt, Liquidity Constraints, and Corporate

Investment: Evidence from Panel Data. *The Journal of Finance*, 47, č. 4, pp. 1425-1460.

130. WHITED, T., WU, G. (2006) Financial constraints risk. *Review of Financial Studies*, 19, PP. 531–559.

131. YENA, J. F., CHENB, Y. S., LINC, C. Y. ,TSAIB, C. H. (2014). Can Political and Business Connections Alleviate Financial Constraints? *Applied Economics Letters*, 21, č.. 8, pp. 550 – 555.

12. Seznam tabulek

Tabulka 1: Popis datového souboru pro analýzu panelových dat 27
Tabulka 2: Příčiny finanční krize 37
Tabulka 3: Výhody a omezení využití Kaplan- Zingalesova a Whited-Wu indexů 48
Tabulka 4: Popisné statistiky KZ indexu u zemí V4 51
Tabulka 5: Popisné statistiky KZ indexu u zemí Eurozóny 62
Tabulka 6: Test stacionarity časových řad v úrovni s trendem 74
Tabulka 7: Výsledky kointegrační analýzy nabídky a poptávky po úvěrech 75
Tabulka 8: Odhad determinantů nabídky a poptávky po úvěrech 76
Tabulka 9: Test normality dat pro státy V4 103
Tabulka 10: Test normality dat pro státy Eurozóny 103

13. Seznam obrázků

Obrázek 1: Ilustrace vývoje změn funkce hustoty - varianta beze změn 18
Obrázek 2: Ilustrace změny funkce hustoty - nárůst špičatosti 19
Obrázek 3: Ilustrace vývoje změn funkce hustoty - posun funkce hustoty 19
Obrázek 4: Zadření úvěrů - definice podle Bernankeho a Lowna 30
Obrázek 5: Past likvidity v modelu IS-LM 33
Obrázek 6: Základní úroková sazba centrální banky FED [%] 35
Obrázek 7: Sazba centrální banky FED - skutečná v porovnání s předpoklady podle Taylorova pravidla 36
Obrázek 8: Vývoj proxy měnového agregátu M3 a úvěrové emise v Řecku 40
Obrázek 9: Vývoj proxy měnového agregátu M3 a úvěrové emise ve Španělsku 40
Obrázek 10: Růst reálného HDP ve vybraných státech Eurozóny 41
Obrázek 11: Růst reálného HDP ve státech skupiny V4 42
Obrázek 12: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Polsko ve 2D 52
Obrázek 13: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Polsko ve 3D 53
Obrázek 14: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Maďarsko ve 2D 54
Obrázek 15: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Maďarsko ve 3D 54
Obrázek 16: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Českou republiku ve 2D 55
Obrázek 17: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Českou republiku ve 3D 56
Obrázek 18: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Slovensko ve 2D 57
Obrázek 19: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Slovensko ve 3D 57
Obrázek 20: Analýza faktorů ovlivňující úvěrové omezení v Polsku 58
Obrázek 21: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v Maďarsku 59
Obrázek 22: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v České republice 60
Obrázek 23: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení na Slovensku 60
Obrázek 24: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Německo ve 2D 63
Obrázek 25: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Německo ve 3D 64
Obrázek 26: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Itálii ve 2D 65
Obrázek 27: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Itálii ve 3D 65
Obrázek 28: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Španělsko ve 2D 66
Obrázek 29: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Španělsko ve 3D 67
Obrázek 30: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Řecko ve 2D 68
Obrázek 31: Neparametrický jádrový odhad KZ indexů pro Řecko ve 3D 68
Obrázek 32: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v Německu 69
Obrázek 33: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v Itálii 70
Obrázek 34: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení ve Španělsku 71
Obrázek 35: Analýza faktorů ovlivňujících úvěrové omezení v Řecku 71
Obrázek 36: Pravděpodobnost existence nerovnováhy na úvěrovém trhu v Řecku 77
Obrázek 37: Odhad nabídky a poptávky po úvěrech v Řecku 78
Obrázek 38: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Německo 104
Obrázek 39: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Itálii 105
Obrázek 40: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Španělsko 106
Obrázek 41: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Řecko 107
Obrázek 42: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Polsko 108
Obrázek 43: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Maďarsko 109
Obrázek 44: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Českou republiku 110
Obrázek 45: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Slovensko 111

14. Přílohy

Příloha 1: Test normality dat

Data o vypočítáných KZ indexech pro jednotlivé roky a země byly otestovány na normalitu rozložení pomocí Jarque-Bera testu (tab. 9 a 10).

Tabulka 9: Test normality dat pro státy V4

	Polsko	Maďarsko	Česká republika	Slovensko
KZ2005	888995 ***	152690 ***	$1{,}05108.10^{9}$***	$3{,}61751.10^{7}$ ***
KZ2006	$4{,}95947.10^{6}$***	899534 ***	$1{,}18842.10^{9}$***	$1{,}61329.10^{6}$***
KZ2007	$1{,}7928.10^{6}$***	875595 ***	$1{,}64292.10^{10}$ ***	$1{,}36455.10^{9}$***
KZ2008	$8{,}15636.10^{6}$***	119865 ***	$1{,}27946.10^{9}$***	$5{,}49085.10^{9}$***
KZ2009	$8{,}15636.10^{6}$***	143462 ***	$1{,}11129.10^{9}$***	142660 ***
KZ2010	$8{,}15636.10^{6}$***	482620 ***	$2{,}84234.10^{9}$***	$1{,}86411.10^{6}$***
KZ2011	910775 ***	763476 ***	$3{,}6869.10^{9}$***	$1{,}86411.10^{6}$***
N	1100	278	10123	956

Pozn. Tabulka prezentuje testové statistiky Jarque-Berta testu normality, *** označuje statistickou významnost zamítnutí hypotézy o normálním rozložení dat na 1% hladině významnosti, N označuje počet pozorování.

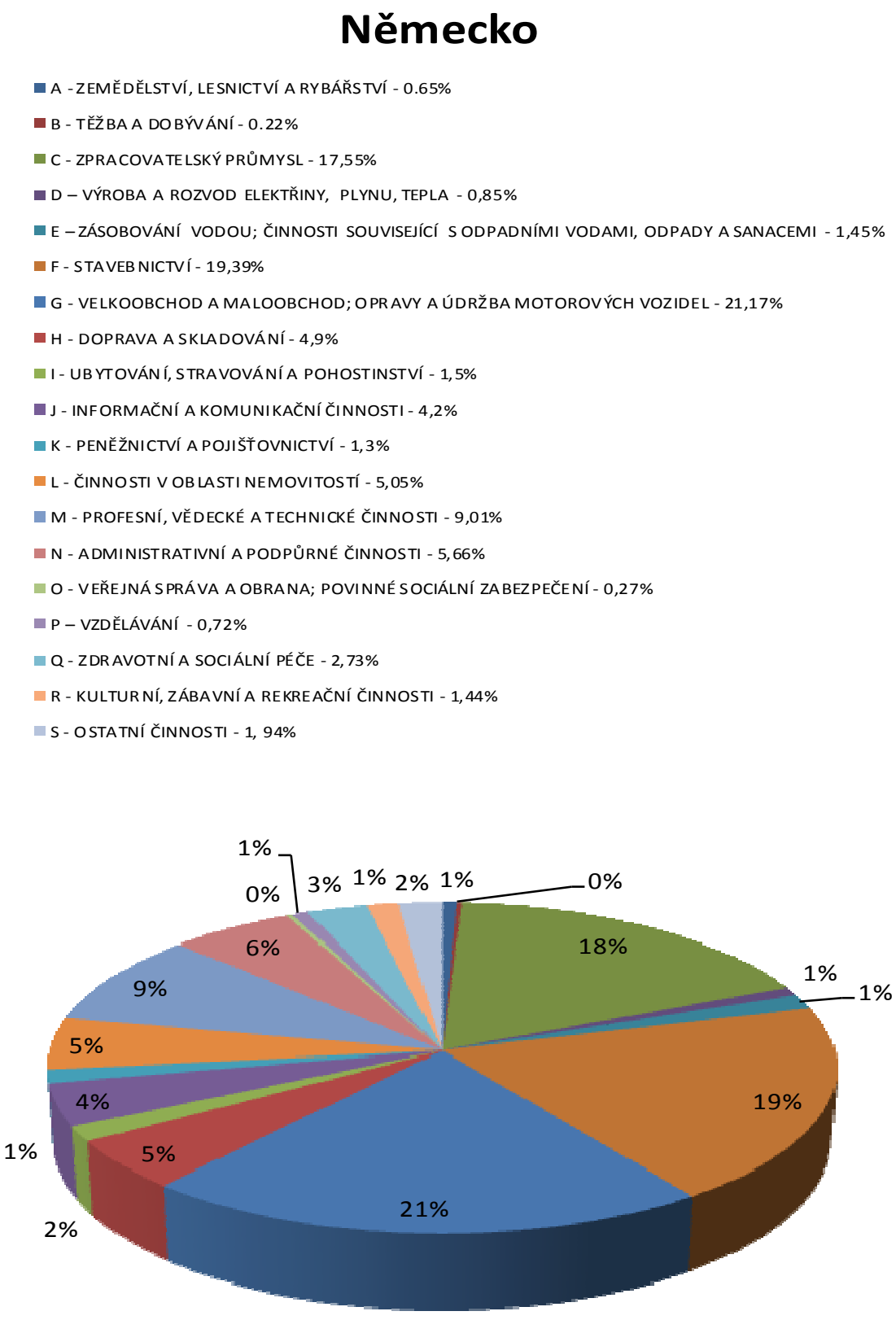
Tabulka 10: Test normality dat pro státy Eurozóny

	Německo	Španělsko	Itálie	Řecko
KZ2005	$5{,}13418.10^{6}$***	$8{,}17051.10^{10}$ ***	$5{,}22657.10^{10}$ ***	$2{,}96578.10^{6}$***
KZ2006	$6{,}90189.10^{6}$***	$1{,}01294.10^{12}$ ***	$2{,}48213.10^{11}$ ***	$1{,}0103.10^{7}$ ***
KZ2007	$6{,}7304.10^{6}$***	$1{,}84359.10^{11}$ ***	$3{,}56988.10^{9}$***	$1{,}42296.10^{6}$***
KZ2008	$6{,}94819.10^{6}$***	$1{,}08823.10^{12}$ ***	$6{,}36555.10^{9}$***	$9{,}45237.10^{6}$***
KZ2009	$5{,}81479.10^{6}$***	$1{,}44.10^{12}$ ***	$1{,}7734.10^{11}$ ***	$2{,}24721.10^{6}$***
KZ2010	$3{,}32178.10^{6}$***	$4{,}83227.10^{11}$ ***	$1{,}73966.10^{11}$ ***	$1{,}79013.10^{6}$***
KZ2011	$3{,}8786.10^{6}$***	$8{,}77858.10^{10}$ ***	$6{,}5428.10^{10}$ ***	$1{,}07728.10^{6}$***
N	555	34 860	32 681	627

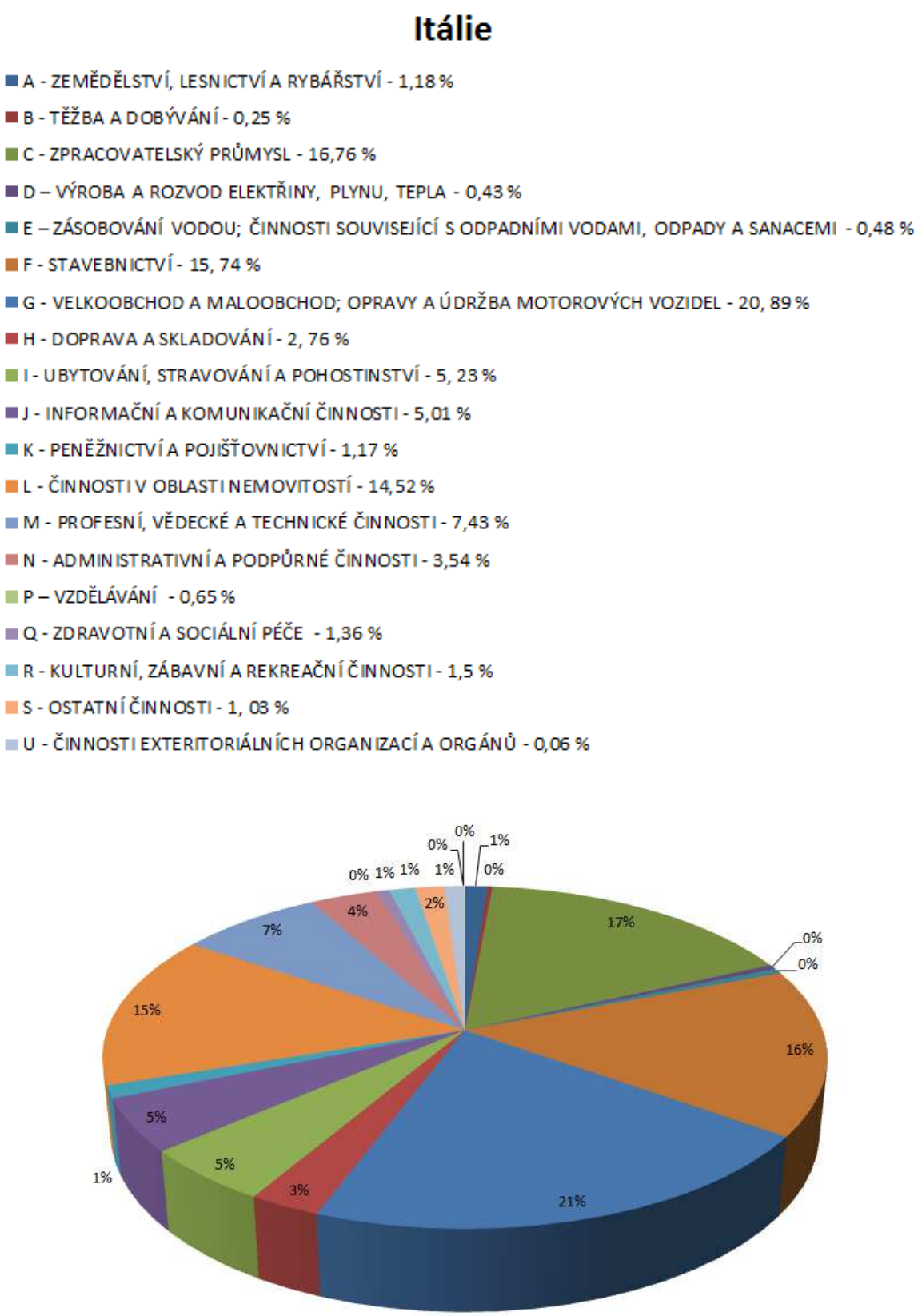
Pozn. Tabulka prezentuje testové statistiky Jarque-Berta testu normality, *** označuje statistickou významnost zamítnutí hypotézy o normálním rozložení dat na 1% hladině významnosti, N označuje počet pozorování.

Příloha 2: Sektorové složení vzorku firem podle klasifikace NACE 2

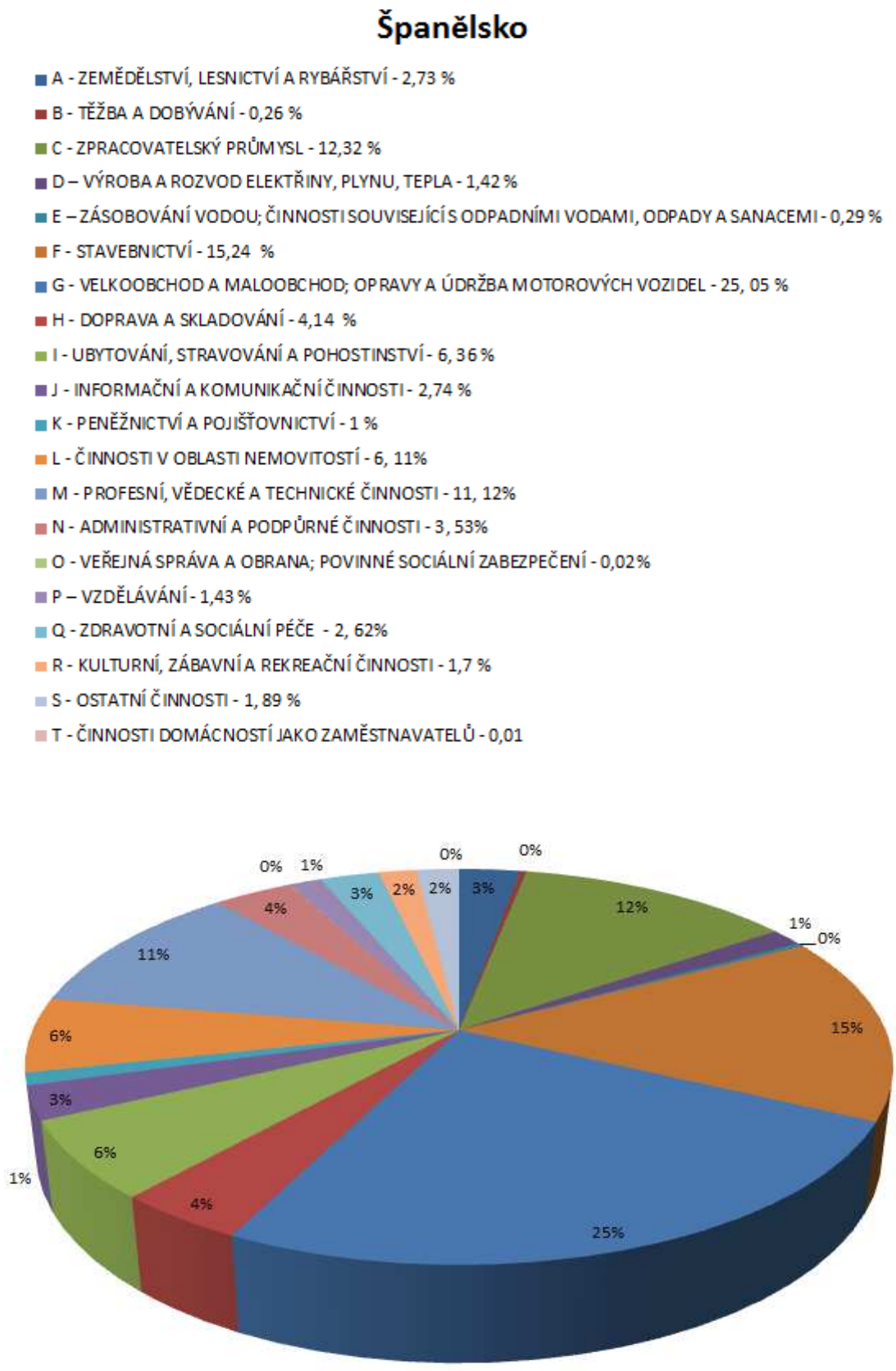
Obrázek 38: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Německo



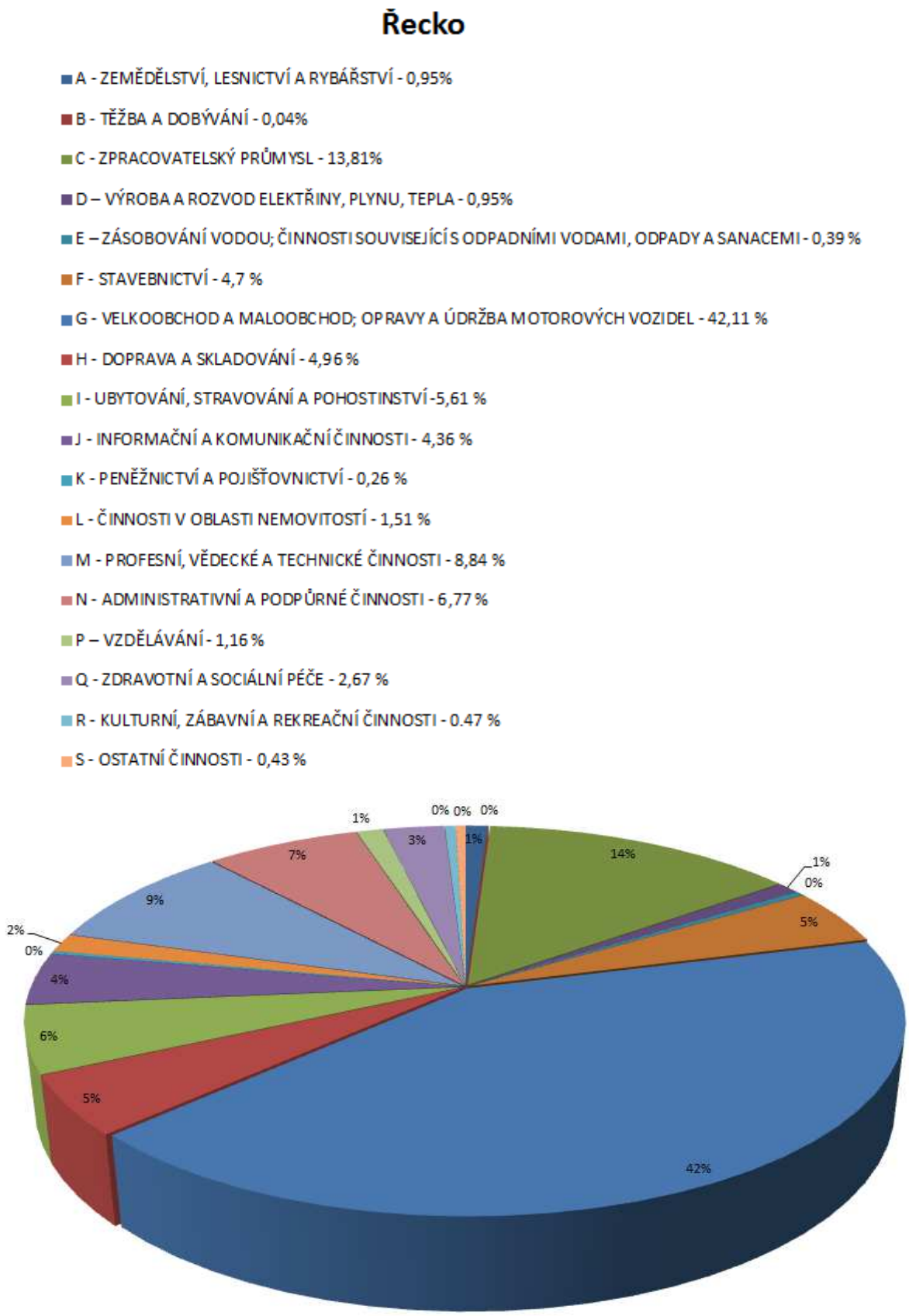
Obrázek 39: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Itálii



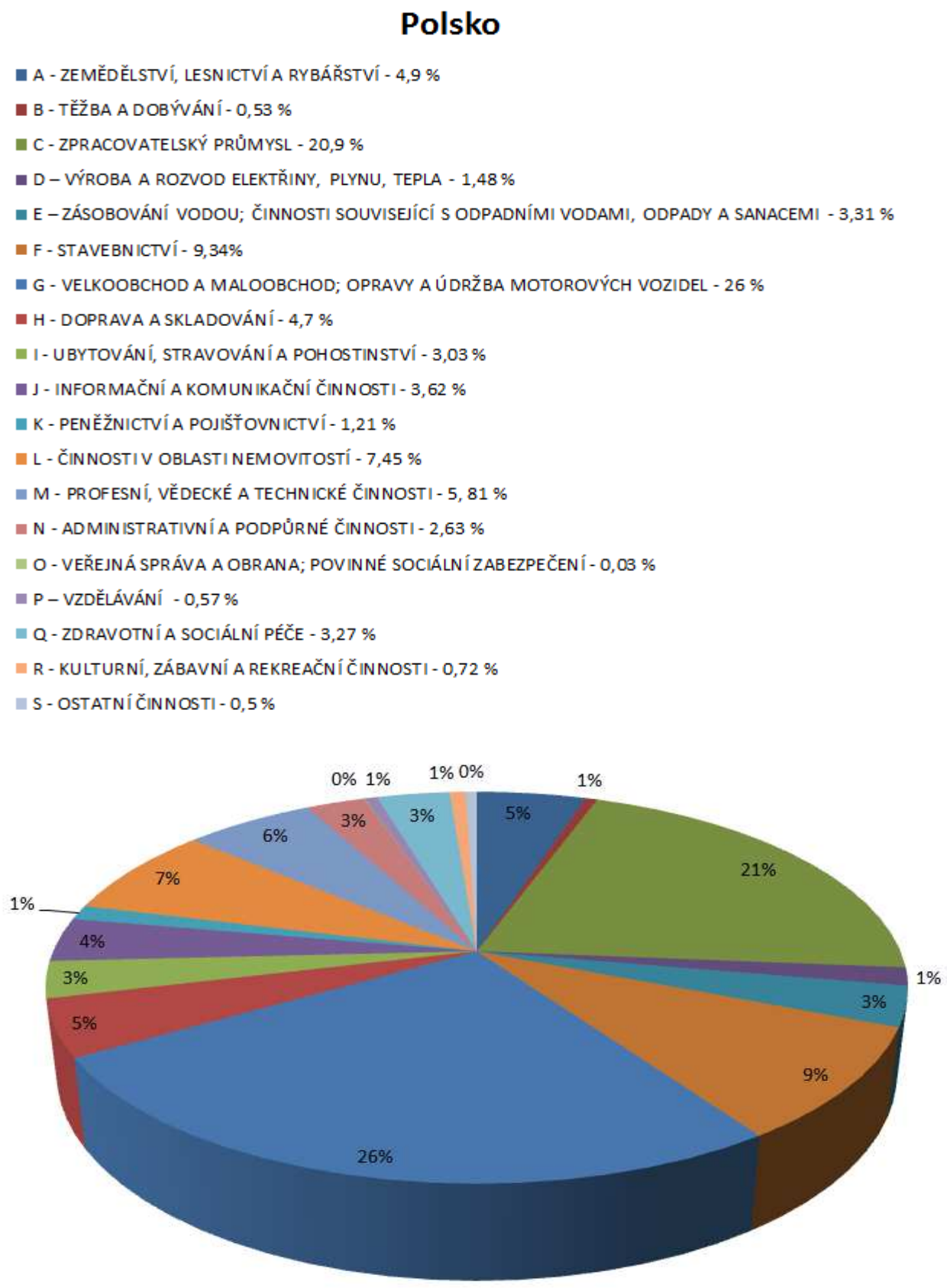
Obrázek 40: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Španělsko



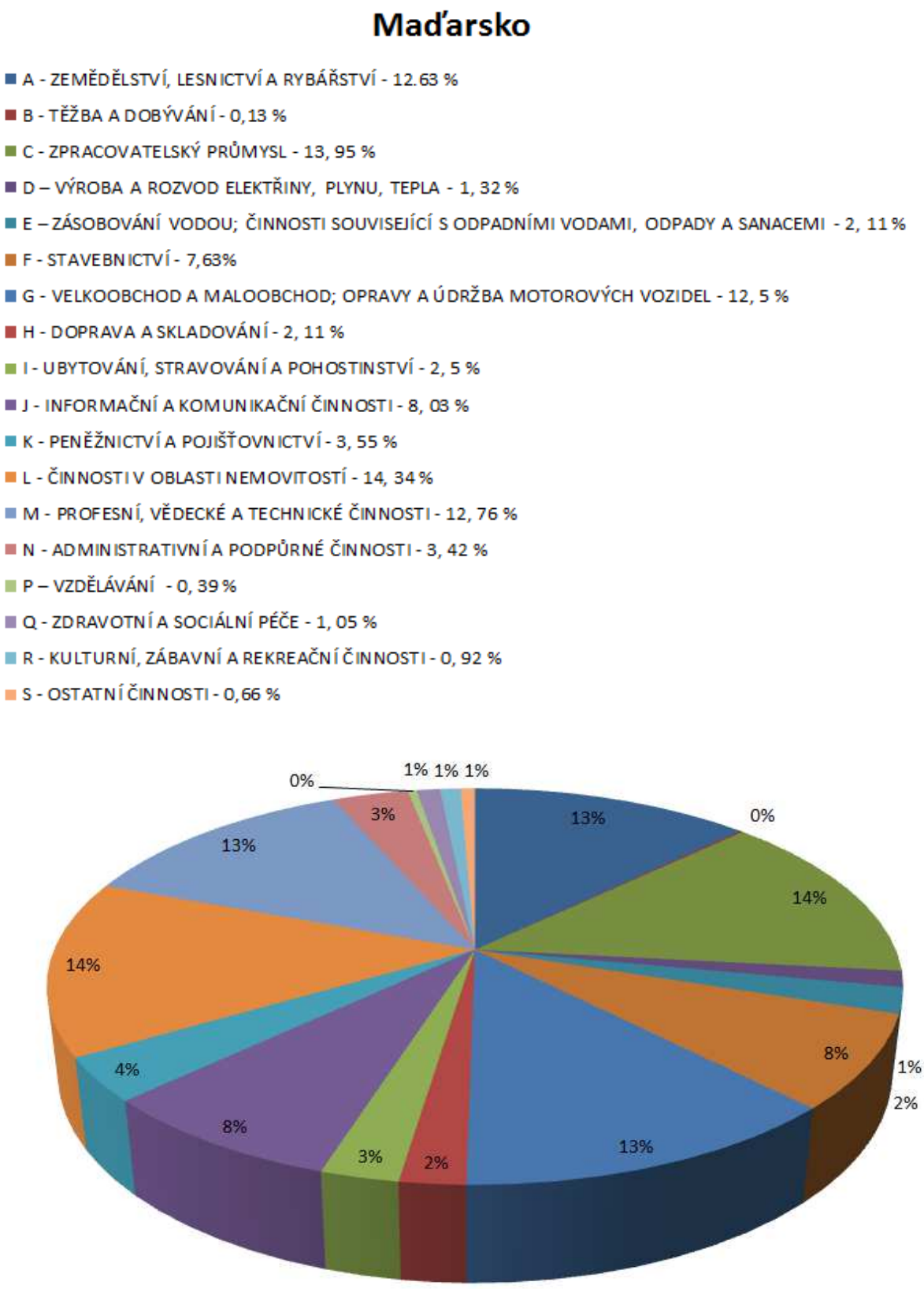
Obrázek 41: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Řecko



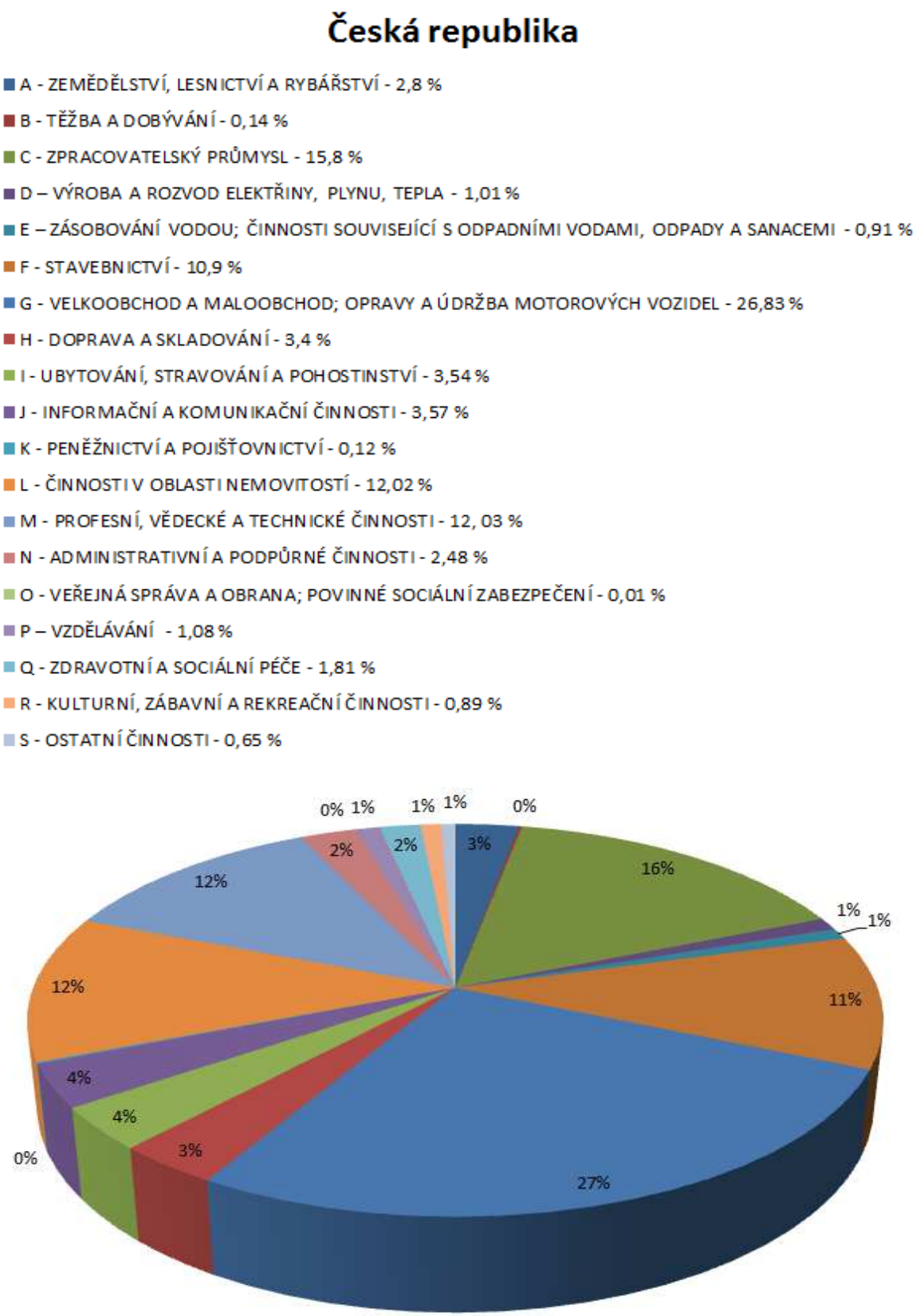
Obrázek 42: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Polsko



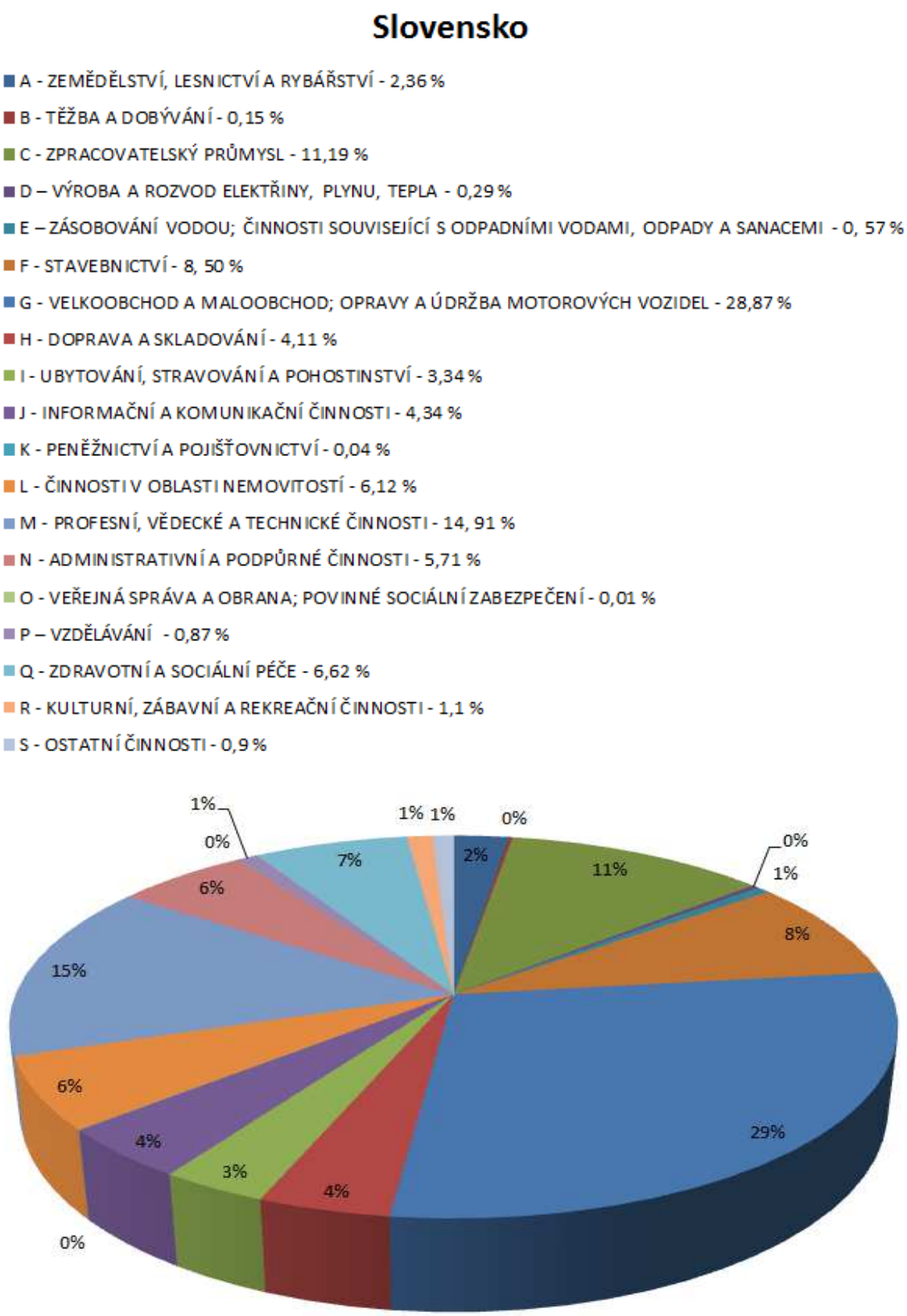
Obrázek 43: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Maďarsko



Obrázek 44: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Českou republiku



Obrázek 45: Sektorové složení vzorku firem podle NACE 2 pro Slovensko



15. Summary

The dissertation thesis focuses on financing constraints of small and medium-sized enterprises during the recent financial crisis of 2008-2009. The contribution of the dissertation thesis is in the application of non-parametric kernel estimation on the selected index of financing constraints. Two empirical analyses are made, the first uses panel data to identify financing constraints on the sample of small and medium-sized enterprises employing non-parametric kernel estimations, the latter analyses credit market employing maximum likelihood method for market in disequilibrium. Two groups of countries are analysed, the Visegrad group, comprising of the Czech Republic, Slovakia, Hungary and Poland, and a group of selected Eurozone countries, in which Germany, Italy, Spain and Greece are the subject of analyses. The results of empirical analyses revealed asymmetric impact of the financial crisis on financing constraints of enterprises in both groups of countries. In the Czech Republic and Slovakia SMEs faced higher financing constraints in the wake of the financial crisis, mainly due to the problems with reduced cash-flow and cash holdings. In Poland and Hungary, however, my results do not show larger problems to secure external financing during the financial crisis. In the Eurozone countries, SMEs in Italy and Spain faced increasing obstacles to access external finance after the financial crisis erupted. In contrary to these countries, German SMEs did not face increasing financing constraints during the crisis period. The largest deterioration of the access to external finance experienced enterprises in Greece, because of the problems with cash-flow, cash holdings and indebtedness. Because of the results of empirical analyses and also because of the fact that Greece experienced the largest decline in GDP during the crisis, I selected Greece for further analysis of credit market at aggregate level. My results show a period of credit crunch during the financial crisis. In the Discussion part I compare the results of my analyses with other papers which use different methodologies. Except for Hungary, the studies and the results in this dissertation thesis are comparable.