

Faktory vývoje úvěrů v selhání na bankovním trhu ČR

Diplomová práce

Vedoucí práce:

doc. Ing. Vlasta Kašparovská, Ph.D.

Eva Švaříčková

Brno 2017

Poděkování

Především bych chtěla poděkovat mé vedoucí práce, doc. Ing. Vlastě Kašparovské, Ph.D., za její vstřícný přístup, obrovskou trpělivost a dodávání motivace.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Faktory vývoje úvěrů v selhání na bankovním trhu v ČR** vypracovala 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 vědoma, 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 předmetná 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 21. května 2017

Abstract

Švaříčková, E. Factors that affect nonperforming loans on the banking market in Czech Republic. Diploma thesis. Brno, 2017.

This thesis discusses factors that are influencing progress in nonperforming loans on the banking market in Czech Republic. These factors are firstly selected according to the most modern studies published all around the world. Subsequently are from these factors created two models using econometrical methods in the Gretl program. The first model is focused on nonperforming loans in households, the second on nonperforming loans in nonfinancial corporations. These models then verify the direction and intensity of the relationship between chosen factors and nonperforming loans. In the last section there are discussed differences that are specific for Czech market compared to foreign markets and shown other possibilities of future research.

Keywords

Nonperforming loans, Macroeconomic factors, Credit risk, Ordinary Least Squares Method, Gretl.

Abstrakt

Švaříčková, E. Faktory vývoje úvěrů v selhání na bankovním trhu České republiky. Diplomová práce. Brno, 2017.

Práce se zabývá faktory, které ovlivňují vývoj úvěrů v selhání v podmínkách bankovního trhu České republiky. Tyto faktory jsou nejdříve vybrány na základě literární rešerše obdobných studií publikovaných po celém světě. Následně jsou za použití ekonometrických metod v programu Gretl vytvořeny dva modely, jeden týkající se úvěrů v selhání domácností a druhý, který řeší úvěry v selhání u nefinančních podniků. Tyto modely ověří, do jaké míry a v jakém směru vybrané faktory působí na úvěry v selhání. V diskuzi jsou poté probrány odlišnosti českého a zahraničních trhů a nastíněny další možnosti zkoumání problematiky.

Klíčová slova

Úvěry v selhání, makroekonomické faktory, kreditní riziko, metoda nejmenších čtverců, Gretl.

Obsah

1	Úvod	7
2	Cíl práce	8
3	Literární rešerše	9
4	Metodika	20
5	Vybrané faktory působící na vývoj úvěrů v selhání	22
5.1	Vysvětlovaná proměnná – objem NPLs	22
5.2	Vysvětlující proměnné.....	28
5.2.1	Hrubý domácí produkt.....	28
5.2.2	Inflace	29
5.2.3	Reálné mzdy	30
5.2.4	Nezaměstnanost	31
5.2.5	Úroková míra	33
5.2.6	Cenový index bydlení.....	35
5.2.7	Zadluženost domácností.....	36
5.2.8	Index PX.....	37
5.2.9	Daňová zátěž.....	39
6	Regresní analýzy	40
6.1	Modelování NPLs domácností.....	40
6.2	Modelování NPLs nefinančních podniků.....	51
7	Diskuze	57
8	Závěr	61
9	Literatura	62
A	Data pro modelování NPL's domácností	66
B	Data pro modelování NPL's nefinančních podniků	68

1 Úvod

Po nástupu tržního hospodářství se v ČR událo hodně změn. Došlo k prudkému rozvoji mnoha oblastí a finanční trhy nebyly výjimkou. Zvláště v novém tisíciletí začaly vznikat další možnosti, jak financovat bydlení a rozvíjel se i trh s půjčkami. Ekonomické subjekty byly doslova bombardovány reklamami v médiích, které je nabádaly, aby si půjčovali více a více nejen na smysluplné věci, ale stále častěji byly prosazovány spotřební úvěry na dovolenou, vánoční dárky a prezentovány možnosti, jak by si lidé mohli půjčit, i když momentálně nemají na první splátku. Se zvyšujícím se růstem půjček vzrůstal i počet subjektů, které musely čelit faktu, že nejsou schopny dostát všem svým závazkům vyplývajícím z těchto úvěrů. Po nástupu globální ekonomické krize, která znamenala zhoršení hospodářské situace i v České republice, se začal ještě výrazněji zvyšovat i počet nesplácených úvěrů. Finanční instituce byly nuceny takovéto úvěry přearazovat do kategorie úvěrů v selhání neboli NPL's z anglického termínu nonperforming loans. Tím se zhoršuje kvalita portfolia úvěrů v bankách a zvyšuje se kreditní riziko, což bylo příčinou mnoha minulých krizí v bankovním systému.

Jako u většiny ekonomických jevů je i zde snaha vývoj úvěrů v selhání popsat a prozkoumat. K tomu je důležité určit, jaké faktory růst NPL's nejvíce ovlivňují a identifikovat jejich vzájemnou provázanost. Metodicky se tento průzkum provádí prostřednictvím ekonometrických metod. Na základě těchto metod je vytvořen určitý model, vyjádřený rovnicí, která umožňuje následné monitorování ekonomických vztahů a sestavení predikce dalšího vývoje sledovaných veličin. Tyto predikce je pak možné využít při navrhování opatření monetární politiky, která mohou zabránit dalšímu zvyšování objemů NPL's, což podle empirických výsledků některých studií uvedených v literárním přehledu v této práci může vést k následnému zhoršování makroekonomického vývoje v domácí ekonomice.

2 Cíl práce

Cílem práce bude odpovědět na otázku, zda je situace na bankovním trhu v České republice podobná, jako v jiných světových oblastech, na něž byly zaměřeny níže zmíněné studie týkající se NPLs. Jsou faktory, které působí na vývoj množství úvěrů v selhání stejné jako v zahraničí? Nebo se český trh odlišuje?

Důležité pro tuto práci bude hlavně to, aby byly do použitých ekonometrických modelů zahrnuty správné makroekonomické proměnné. Cílem práce je totiž hlavně vytvořit co nejlepší regresní model, který vysvětlí, jaké z vybraných faktorů působí na vývoj množství úvěrů v selhání, a to zvláště pro domácnosti a zvláště pro nefinanční podniky v České republice. U proměnných v modelu také poznáme, do jaké míry historický vývoj množství úvěrů v selhání ovlivňují – zda se jedná o významné proměnné, nebo jestli je jejich vliv zanedbatelný. Regresní model bude sloužit i k potvrzení směru působení faktorů na vývoj NPLs. Níže budou představeny hypotézy, jak by měl podle všeobecně uznávaných teorií daný faktor na vysvětlovanou proměnnou působit, tedy jestli mezi proměnnými existuje pozitivní či negativní korelace.

Na tuto praktickou část pak naváže ekonomická analýza zjištěných výsledků. V závěrečné části práce pak budou diskutovány eventuality, jak by bylo možno ovlivnit vývoj úvěrů v selhání v dalších obdobích. V případě, že bude regresní model vysvětlen jen z části, bude také dílčím cílem práce navrhnout, které další nezahrnuté proměnné by mohly mít na vývoj NPLs vliv. Dále budou v závěru nastíněny i směry, kterými by se mohlo zkoumání problematiky v budoucnu vydat a jaká data by pomohla proniknout hlouběji do podstaty tohoto tématu.

3 Literární rešerše

Jak již bylo zmíněno výše, tato práce se zabývá vztahem mezi úvěry v selhání a vybranými makroekonomickými veličinami v ČR mezi lety 2002 a 2016, zobrazenými prostřednictvím čtvrtletních časových řad. Úvěry v selhání, tedy NPL's, jsou veličinou, která v ekonomické teorii a používaných modelech může indikovat systémové kreditní riziko. Podle Mezinárodního měnového fondu (IMF, 2006) jsou agregátní NPL's nejčastěji používaným indikátorem agregátního kreditního rizika v bankovním sektoru. Jak poukazuje Melecký, Melecký a Šulganová ve své studii (2014), lze přirovnat reakci úvěrů v selhání na makroekonomický vývoj k systémové reakci kreditního rizika v bankovním sektoru na celkový vývoj ekonomiky jak v daném státě, tak i na globální úrovni. Model, který je vytvořen na základě vztahu NPL's a makroekonomických veličin, je pak možno použít ke sledování a zhodnocování kreditního rizika, obzvláště při provádění tzv. stress testů (zátěžových testů) v jednotlivých bankách. Podle výše zmíněné studie je však monitorování a vyhodnocování kreditního rizika stále ne příliš rozvinutou oblastí hospodářské politiky. Nedostatky při sledování a vyhodnocování systémového kreditního rizika pak podle autorů vedly ke krizovému stavu bankovních sektorů jednotlivých zemí následkem globální finanční krize z roku 2008. Bankovní sektor v ČR krizi sice přečkal bez významnějších dopadů, avšak do budoucna je důležité indikátory krize sledovat stále více kvůli rostoucí provázanosti jednotlivých finančních a bankovních sektorů a trhů.

V práci budou představeny dva modely, jeden týkající se nefinančních podniků a druhý týkající se domácností. Modely ale sledují pouze makroekonomické vztahy mezi veličinami. Aby byl náhled na tuto problematiku kompletní, je dobré podívat se na úvěrový trh i z mikroekonomického hlediska. Tato data totiž dokážou odhalit skutečnou hladinu zadlužení domácností a to, kolik domácností je předlužených a tím pádem náchylných na negativní ekonomické šoky, což je důležité pro zkoumání rizika defaultu a analýzu finanční stability.

Úvěrový trh domácností zkoumají ve své studii pro ČNB Bičáková, Prelcová a Pašaličová (2010). Tato studie zahrnuje období od roku 2000 do roku 2008, tedy do začátku finanční krize. Použitá data pocházejí z databáze ČSÚ týkající se rodinných účtů domácností. Hlavním zjištěním bylo, že domácností s alespoň jednou půjčkou je ve sledovaném období vždy cca 40 procent. Průměrná částka dluhu se v tomto období zvýšila ze sedmi na jedenáct procent. Autorky se domnívají, že je to způsobeno hlavně rapidním rozvojem hypotečních úvěrů v první dekádě nového tisíciletí.

Typické domácnosti, které si nejčastěji půjčují, jsou (na základě ekonometrických modelů Probit a Tobit) většinou mladí zaměstnaní lidé s vyšším příjmem, jsou krátce v manželském svazku, mají děti a žijí ve městě. Jsou také méně averzní vůči riziku a znají rozličné finanční produkty.

Dále je ve studii určena hranice předlužení domácností. K tomu slouží dvě měřítka. Prvním je ukazatel tzv. dluhového břemene. To je vlastně poměrem mezi roční splátkou úvěru a ročním čistým příjmem domácnosti. Pokud je ukazatel vyšší než 15 procent, jde o předluženou domácnost. Alternativním ukazatelem je pak

upravené dluhové břemeno, které autorky rozšířily o faktor životního minima, tedy jde o poměr mezi roční splátkou dluhu a čistým ročním příjmem po odečtení částky ročního životního minima domácnosti. Tento ukazatel pak ukazuje dvakrát silnější korelaci s mírou defaultu, jde tedy o přesnější vyjádření. Jestliže je tedy tento ukazatel větší, než 30 procent, jedná se o předluženou domácnost. Těchto domácností je ve sledovaném období průměrně 17 procent. Podle těchto údajů studie došla k závěru, že 7 procent starých a 6 procent z nových půjček v roce 2007 je rizikových.

Z mikroekonomického hlediska je důležité i rozčlenění úvěrů do jednotlivých krajů ČR. Nejméně domácností s dluhem je v Praze a Jihočeském kraji (25 procent), nejvíce pak v Moravskoslezském a Ústeckém (cca dvojnásobek). Nejméně předlužených domácností je v Pardubickém kraji (4,3 procent), nejvíce v Karlovarském kraji (16,5 procent). Zajímavé je i to, že čtyři kraje ze čtrnácti měly medián upraveného dluhového břemene nad 15 procenty. Kraje, v nichž je více domácností s alespoň jedním dluhem tedy mají i více domácností, které jsou předlužené. Hodnoty jsou z roku 2008. Z této statistiky také vyplývá, že více domácností, které pravděpodobně budou mít problémy s dluhy, se nachází v krajích s horší ekonomickou situací, např. vyšší nezaměstnaností, a jež jsou také náchylné na negativní ekonomické šoky. To může v případě propadů ekonomiky způsobit horší následky, než kdyby byly zadlužené domácnosti rozprostřeny rovnoměrněji.

Podobná studie, zabývající se nefinančními podniky, není zatím pro český úvěrový trh vypracována. Hlavní příčinou tohoto stavu může být nedostatek relevantních dat, nebo to, že jsou zatím shromažďována pouze po krátkou dobu. Nicméně je to podnět pro další výzkumy a mohlo by to pomoci při zajišťování finanční stability.

Vysvětlovanou, tedy nejdůležitější veličinou v této práci, je objem úvěrů v selhání zvláště pro domácnosti a pro nefinanční podniky. Podíváme-li se ale na úvěry v selhání, tedy NPL's, jako na celek, podle studie Barisitze (2011) dojdeme ke zjištění, že je důležité určit, odkud budeme čerpat data, protože mezi zdroji existují mírné rozdíly. Je to dáno různými definicemi NPL's.

Existují tři základní definice, podle nichž jsou shromažďována data. První možností je použít definici NPL's podle Mezinárodního měnového fondu, zadruhé lze použít definici orgánu, vykonávajícího dohled nad finančním trhem, neboli národní definici, nebo zatřetí může v různých státech existovat definice, která vychází z jiných faktorů. Třetí možností se v rámci této práce nebudeme dále zabývat.

Definice podle MMF byla zveřejněna v Financial Soundness Indicators (FSIs) Compilation Guide (IMF, 2006). Tato definice je nejpoužívanější a říká, že úvěry (nebo jiná aktiva) mohou být jako NPL's klasifikována tehdy, když platby jistiny a úroků jsou zpožděné o tři měsíce (90 dní) a více, nebo když úrok v hodnotě splátek za poslední tři měsíce byl refinancován, kapitalizován, nebo zpožděn na základě dohody, nebo když je splátka úvěru zpožděna o méně než 90 dní, ale další platby už banka neočekává. MMF prohlašuje, že 90 dní není striktním doporučením a nechává prostor pro přísnější kritéria. Tato definice je jasná a jednoduchá a je možné, že se k ní budou národní definice časem více a více přibližovat. MMF také na webo-

vých stránkách FSI zveřejňuje časové řady pro své členské země. Z těchto dat by bylo možné v budoucnu čerpat, zatím jsou ale řady příliš krátké. Např. pro ČR jsou data dostupná až od roku 2005 jako roční a až od roku 2007 jako čtvrtletní. Nevýhodou je i to, že u ČR se neshodují součty čtvrtletních dat s ročními hodnotami. Také zde neexistují další podkategorie dat. Aby byly hodnoty srovnatelné pro všechny státy, provádí MMF jejich zpřesnění. Na webu ale není nikde uvedeno, jaké přesně úpravy jsou prováděny.

Národní definice NPL's jsou mezi jednotlivými zeměmi poměrně srovnatelné. To ale pro tuto práci není relevantní, jelikož se zabývá pouze situací v ČR. Autorita, provádějící dohled nad finančními trhy je zde ČNB. Ta také vyhláškou 163/2014 stanovila rozdělení pohledávek bank, z čehož vychází kategorie úvěrů se selháním dlužníka, což jsou vlastně NPL's. Rozdělení pohledávek na jednotlivé kategorie vychází z doporučení vypracovaného IIF (Institute of International Finance). ČNB se tohoto členění drží a dělí tedy své pohledávky z finančních činností na pohledávky bez selhání dlužníka a pohledávky se selháním dlužníka. Pohledávky bez selhání se dále dělí na kategorie standardních a sledovaných pohledávek. Pohledávky se selháním pak obsahují tři další podkategorie – nestandardní, pochybné a ztrátové (NPL's). Jako NPL's lze pohledávky vykazovat, pokud jsou po splatnosti déle než 90 dní. K tomuto pravidlu je pak přiřazena i další podmínka, tzv. dobře definovaná slabost dlužníka či půjčky. Právě tyto podmínky se v jednotlivých státech liší, čímž ztěžují srovnatelnost dat. V ČR jde o to, že pohledávka je v selhání, pokud s ohledem na finanční a ekonomickou situaci dlužníka je nejisté nebo nemožné plné splacení pohledávky. Pokud se podíváme na pohledávky z hlediska členění kvality aktiv, můžeme si podle výše zmíněné vyhlášky (ČNB, 163/2014) podrobně představit následujících pět kategorií.

„Pohledávka se považuje za standardní, pokud není důvod pochybovat o jejím úplném splacení, aniž by banka nebo družstevní záložna přistoupila k uspokojení se ze zajištění. Splátky jistiny a příslušenství jsou řádně hrazeny, žádná z nich není po splatnosti déle než 30 dnů nebo žádná z pohledávek za dlužníkem nebyla v posledních 2 letech z důvodu zhoršení jeho finanční situace restrukturalizována.

Pohledávka se považuje za sledovanou, pokud je s ohledem na finanční a ekonomickou situaci dlužníka pravděpodobné její úplné splacení, aniž by banka nebo družstevní záložna přistoupila k uspokojení svého nároku ze zajištění. Splátky jistiny nebo příslušenství jsou hrazeny s dílčími problémy, avšak žádná z nich není po splatnosti déle než 90 dnů nebo žádná z pohledávek za dlužníkem nebyla v posledních 6 měsících z důvodu zhoršení jeho finanční situace restrukturalizována.

Pohledávka se považuje za nestandardní, pokud její úplné splacení je zejména s ohledem na finanční a ekonomickou situaci dlužníka nejisté. Její částečné splacení je vysoce pravděpodobné, aniž by banka nebo družstevní záložna přistoupila k uspokojení svého nároku ze zajištění. Pohledávka se považuje za nestandardní také tehdy, pokud jsou splátky jistiny nebo příslušenství hrazeny s problémy, avšak žádná z nich není po splatnosti déle než 180 dnů.

Pohledávka se považuje za pochybnou, pokud její úplné splacení je zejména s ohledem na finanční a ekonomickou situaci dlužníka vysoce nepravděpodobné. Její

částečné splacení je možné a pravděpodobné, aniž by banka nebo družstevní záložna přistoupila k uspokojení svého nároku ze zajištění. Pohledávka se považuje za pochybnou také tehdy, pokud splátky jistiny nebo příslušenství jsou hrazeny s problémy, avšak žádná z nich není po splatnosti déle než 360 dnů.

Pohledávka se považuje za ztrátovou, pokud její úplné splacení je zejména s ohledem na finanční a ekonomickou situaci dlužníka nemožné. Předpokládá se, že tato pohledávka nebude uspokojena nebo bude uspokojena pouze částečně ve velmi malé částce, aniž by banka nebo družstevní záložna přistoupila k uspokojení svého nároku ze zajištění. Pohledávka se považuje za ztrátovou také tehdy, pokud jsou splátky jistiny nebo příslušenství po splatnosti déle než 360 dnů. Za ztrátovou se také považuje pohledávka za dlužníkem, na jehož majetek byl prohlášen konkurs, ledaže jde o pohledávku za majetkovou podstatou vzniklou po prohlášení konkursu.“

Po nastudování tohoto rozdělení pohledávek a celé problematiky byla pro práci vybrána data, která odpovídají národní definici NPL's. Tato data shromažďuje ČNB ve svém souboru časových řad, databázi ARAD.

Jedna z nejstarších prací (Bloem, Gorter, 2001) na téma úvěrů v selhání byla publikována v prosinci v roce 2001 a jejími autory jsou Adriaan M. Bloem a Cornelis N. Gorter. Studie se snažila zjistit, jakou úlohu mají data o úvěrech v selhání v makroekonomické statistice na začátku nového tisíciletí. V první řadě se autoři zabývali vůbec tím, jak NPL's identifikovat. V té době ještě neexistovalo mnoho obecně a celosvětově platných doporučení, výjimkou bylo například rozdělení úvěrů zveřejněné výše zmíněným IIF. Některé státy, například Velká Británie a Německo, neměly dána standardizovaná kritéria vůbec. Data pro makroekonomické statistiky tak bylo náročné sehnat. V této studii je problematika NPL's řešena hlavně z účetního hlediska. Autoři chtěli také poukázat na to, že mezi národními a mezinárodními přístupy k tématu existují velké rozdíly, které vedou k problémům při práci se statistikami na nadnárodní úrovni. Postupně probírají kritéria, podle nichž by měly být NPL's klasifikovány, dále pak oceňování NPL's v účetnictví, tematiku odepisování NPL's a nakonec i to, jak nakládat s vykazováním úroků u úvěrů v selhání. Z těchto témat se pak v závěru snaží zformulovat několik otázek, které by podle nich měly být dále diskutovány v odborných kruzích. Z těchto otázek by poté také měla vyplynout další doporučení týkající se klasifikování NPL's a nakládání s nimi v rámci výkaznictví finančních institucí a dalších subjektů. Pro tuto práci nejrelevantnější částí studie Bloema a Gortera (2001) je však její kapitola zabývající se příčinami vzniku NPL's. Každoročně je významná část NPL's způsobena špatným ekonomickým rozhodováním jednotlivců, ale také jednoduše nedostatkem štěstí, které se projeví např. špatným počasím či neočekávatelnou změnou ceny u produktů atd. Proti tomuto se mohou poskytovatelé půjček podle autorů bránit vytvořením příslušných finančních rezerv, nebo pojištěním. Růst objemu úvěrů v selhání pak může být způsoben i méně předvídatelnými událostmi, například změnou nákladů na palivo, změnou cen významných exportních produktů, pohybem směnných kurzů nebo pohybem úroků. Příčinou může být i krach majoritní společnosti na příliš optimistickém trhu. Tyto pohyby poté způsobují ztrátu důvěry

na trhu, což může přerůst v krizi a ta může ještě zhoršit situaci následujícími třemi efekty. Zaprvé pokud dojde k poklesu hodnoty zástav některých půjček, mohou být tyto přeřazeny do skupiny ztrátových. Zadruhé finanční instituce, které mají v portfoliích více NPL's mohou mít problém s poskytováním dalších úvěrů a tento tzv. liquidity crunch může ovlivnit i jinak „zdravé“ věřitele. Třetím problémem je pak ztráta důvěry trhu ve finanční instituce, která vyústí v run na banky. K takovýmto scénářům může dle autorů pravděpodobněji dojít v situaci, kdy finanční trh podléhá nedostatečné supervizi, nedostává se kvalitního managementu ve finančních institucích, trh je příliš optimistický ohledně bonity klientů, nebo instituce podléhají morálnímu hazardu s přesvědčením, že stát je zachrání před krachem. Takovéto bankovní krize se v devadesátých letech dvacátého století odehrály několikrát, např. v Mexiku, Argentíně či Skandinávii. Podobný scénář avšak s horšími důsledky kvůli stále narůstajícímu propojení trhů se odehrál i při krizi v roce 2008, která přerostla do celosvětového měřítko. Ze studie autorů tedy nepřímo vyplývá, že oblast NPL's je důležité dále sledovat a standardizovat přístupy k jejich měření a ohodnocování.

Pozdější studie (Rinaldi, Sanchiz-Arellano, 2006) týkající se NPL's pochází od autorek Laury Rinaldi a Alicie Sanchiz-Arellano. Byla vypracována v roce 2006 jako reakce na prudký nárůst zadlužení domácností v předchozích letech. Tato studie se zabývá udržitelností dluhů domácností a blíže se zaměřuje právě na prodlení při splácení půjček, což autorky považují za hlavní indikátor finančního napětí v sektoru domácností. Pokud tedy budou domácnosti náchylnější na poškození vnitřními či vnějšími šoky, může to ohrožovat celkovou makroekonomickou a finanční stabilitu ve státě. Autorky ve studii používají ekonometrické metody, především metodiku časových řad a panelovou kointegrační analýzu. Ta je použita pro srovnání jednotlivých států, které jsou do studie zahrnuty. Ze dvanácti členských států eurozóny bylo možné zkoumat pouze sedm členů z důvodu nedostatku dat u ostatních států. Zkoumáno bylo období mezi lety 1989 a 2004, a to prostřednictvím čtvrtletních údajů. Vybranými státy byla Belgie, Francie, Finsko, Irsko, Itálie, Portugalsko a Španělsko. Jako vysvětlovanou proměnnou v modelu použily autorky studie poměr úvěrů v selhání v domácnostech vůči celkovým úvěrům domácností ve státě. Vysvětlovaných proměnných bylo několik a autorky je odvodily z makroekonomického modelu životního cyklu. Do proměnných tedy zařadily na prvním místě poměr celkového dluhu domácností ku celkovému disponibilnímu příjmu domácností, pak reálný disponibilní příjem na domácnost, poměr hrubých finančních aktiv domácnosti ku jejímu disponibilnímu příjmu, reálnou úrokovou míru úvěrů, míru nezaměstnanosti, která se vztahuje k tomu, že příjmy jsou pro budoucí období nejisté, a míru inflace. Tyto proměnné by měly mít podle autorek vliv v dlouhém období. Kromě nich byly do modelu zahrnuty proměnné, které by měly být relevantní z hlediska výzkumů úvěrů poskytnutých domácnostem. Do nich patří tzv. Housing price index neboli cenový index bydlení, jako ukazatel proměnlivosti bohatství domácností vyplývajícího z vlastnictví nemovitostí. Další proměnnou pak je procentní podíl vlastníkem obývaných nemovitostí ku celkovému množství nemovitostí. Tato proměnná by dle autorek měla být odhadem podílu

zastavených nemovitostí. Autorky přidáním této proměnné chtějí ověřit její negativní závislost s NPL's, jelikož zástava by měla poskytovateli úvěru poukázat na kvalitu dlužníka. Tento model se ukázal být dobrým, jelikož zahrnuté proměnné dokázaly vysvětlit značnou část vývoje NPL's. Model poukázal na to, že v dlouhém období vede nárůst poměru zadluženosti domácností k jejich příjmům ke zvýšení hladiny úvěrů v selhání. Pokud ale dochází k současnému růstu reálného disponibilního důchodu, je negativní efekt růstu dluhů více než vyvážen. Dále z modelu vyplývá, že nárůst makroekonomických veličin inflace a úrokové míry výrazně negativně ovlivňuje finanční podmínky při splácení úvěrů. Tento efekt je ale těžké vnímat během krátkého období, protože přenos šoku do reálné ekonomiky trvá něco kolem dvou a půl let. Model ve studii také potvrzuje teorii, že bohatství, jak finanční, tak to, které je ve studii zastupováno cenovým indexem bydlení, v krátkém období působí jako polštář v případě neočekávaných šoků. Samozřejmě že méně likvidní nemovitosti působí jako tento polštář méně než finanční bohatství, ale přesto, když jsou použity jako zástava, tak mohou zmírňovat problém asymetrie informací mezi dlužníkem a věřitelem. K podobným závěrům dospěli i autoři pozdější studie na téma NPL's – Jappelli, Pagano a Di Maggio (2008). Závěrem studie tedy je, že růst zadluženosti na začátku nového tisíciletí vedl ke zhoršení finanční stability domácností, jelikož nebyl vyvážen dostatečným růstem reálného disponibilního důchodu.

Zajímavá studie (Espinoza, Prasad, 2010) vznikla v roce 2010 a jejími autory jsou Raphael Espinoza a Ananthakrishnan Prasad. Tito autoři se zabývají regionem GCC, což je oblast Arabského poloostrova. Na vzorku 80 bank zkoumají makroekonomické efekty, které NPL's v tomto regionu způsobují. Data jsou získávána z databáze Bankscope. Mezi lety 2003 a 2008 se region velmi rychle rozvíjel, s čímž souvisel i nárůst poskytnutých úvěrů. Hladina NPL's však byla nízká. Jakmile ale oblast postihla globální finanční krize, prudce stoupl počet NPL's a klesl počet nových úvěrů, což pro region znamenalo, že nastanou problémy s obnovováním finanční stability a hospodářského růstu. S nástupem krize se tedy ukázalo, že je důležité odhalit a blíže zkoumat příčiny finanční nestability. Vhodným nástrojem jsou různé formy zátěžových testů ekonomiky. V této studii se autoři zaměřili na sledování kreditního rizika, zastupovaného objemem NPL's. Studie je v regionu unikátní tím, že využívá data získaná bankami a tím umožňuje rozlišit vliv makroekonomických proměnných na různé typy bankovních ústavů. Pro tuto práci nejrelevantnější část studie zahrnuje zkoumání determinantů úvěrů v selhání. Využívá k tomu panelová data od roku 1995, resp. u některých bank až od roku 1998. Jako vysvětlovaná proměnná je použita logitová transformace poměru NPL's. Transformace je vlastně logaritmem funkce $NPL's/(1-NPL's)$ a zaručuje, že se proměnná pohybuje v intervalu od mínus nekonečna do plus nekonečna a zároveň je normálně rozdělena. Jako vysvětlující proměnné byly použity růst HDP očištěný o růst způsobený průmyslem produkujícím ropu (protože tento průmysl je vlastně státům a neodráží situaci na trhu s úvěry), výnosy z akciových trhů, úrokové míry, růst světového obchodu, tzv. VIX index, jež má zastupovat globální averzi k riziku a těžké podmínky na finančním trhu, a dummy proměnnou, která odráží Asijskou

krizi z let 1997 a 1998. Z proměnných často používaných v obdobných modelech vynechali autoři nezaměstnanost. Ta je v tomto regionu konstantní a nízká, jelikož zde funguje na pracovním trhu spousta zaměstnanců ze zahraničí. Cenový index bydlení byl také vynechán, protože jednoduše nebyla získána potřebná data. Zahrnut nebyl ani měnový kurz, jelikož státy používají jako režim měnového kurzu tzv. peg, neboli zavěšení kurzu, a tím pádem nejsou ovlivněny riziky změn měnového kurzu. Kromě makroekonomických exogenních proměnných byly do modelu zahrnuty i proměnné endogenní, vyjádřené některými bankovními ukazateli, které autoři převzali z literatury jako rizikové faktory. Jedná se o kapitálovou přiměřenost, různé ukazatele výkonnosti bank, velikost bank vyjádřená logaritmem vlastního kapitálu, čistou úrokovou marží a růst úvěrů. Po vypočítání několika typů modelů, mezi nimiž byl i odhad modelu metodou nejmenších čtverců, autoři došli k následujícím závěrům. U proměnných, které jsou označeny jako endogenní, byly jako nejvýznamnější zjištěny velikost bank vyjádřená kapitálem, růst úvěrů a výkonnost vyjádřená poměrem neúrokových nákladů vůči aktivům. Díky poměrně silné autokorelaci lze z dat vyčíst, že úvěry v selhání by na endogenní šok reagovaly změnou poměrně pomalu, ale v dlouhém období by jistě vykazovaly nezanedbatelný růst. Z makroekonomických proměnných pak byly nejvýznamnější úrokové sazby a růst HDP očištěný o ropný průmysl. Pokud by tak například růst HDP dočasně poklesl o tři procentní body, NPL's by vzrostly o 0,3 až 1,1 procentních bodů. Podobný efekt na NPL's by měl růst úrokových sazeb o 300 bazických bodů. Podle velikosti koeficientu AR by tyto šoky kumulovaly a nakonec měly veliký rozsah. Model dále poukazuje na to, že takovéto šoky by měly větší dopad na banky, jejichž úvěrové portfolio by bylo na začátku méně kvalitní. Významný ve všech modelech byl také VIX index, méně významný byl pak výnos akciových trhů jakožto ukazatel možnosti vnějšího financování bank. Růst světové ekonomiky a dummy proměnná pak byly nevýznamné a také nebyla potvrzena hypotéza o tom, že banky, které jsou větší, nebo rychleji rostoucí, by byly citlivější na pokles ekonomické aktivity. Tento fakt však mohl být ovlivněn použitou logitovou transformací. Závěrem autoři poukazují na to, že výsledky jejich studie by měly být použity pro zlepšení regulace a dohledu nad regionálním finančním trhem. Radí zaměřit se na vytváření kapitálových a likviditách polštářů a proticyklická opatření, aby se eliminoval dopad makroekonomického rizika na bankovní systém a tím se i omezil zpětný dopad těchto problémů do ekonomiky.

V roce 2011 publikoval Mwanza Nkusu studii (Nkusu, 2011) zaměřenou opět na NPL's. Tato studie je rozdělena na dvě části, v první polovině jsou opět zkoumány makroekonomické faktory ovlivňující výši úvěrů v selhání a snaží se dokázat, že zhoršování těchto faktorů vede ke zvyšování hladiny NPL's. Druhá část pak řeší zpětnou vazbu růstu NPL's na makroekonomické faktory prostřednictvím tzv. funkcí impulzní odezvy (IRFs). Tato metoda přičítá růstu NPL's hlavní roli ve vztazích mezi špatnou situací na úvěrovém trhu a makroekonomickou zranitelností ekonomiky. Předpokládá se, že náhlý růst NPL's pak způsobuje dlouhotrvající poškození ekonomiky hned prostřednictvím několika efektů. Tato studie je jednou z prvních, které pracuje s daty pořízenými i během globální finanční krize, je tedy

zaměřena právě na zjišťování zranitelných míst ekonomiky, aby se podobné krizi v budoucnosti dalo předejít. Při zjišťování determinantů NPL's byl použit opět model OLS a ještě několik dalších podobných regresních modelů o jedné rovnici, jako ve výše zmíněné studii. Jedná se vždy o panelová data, protože do studie bylo zahrnuto 26 vyspělých zemí světa, včetně ČR, USA, Velké Británie, Itálie či Izraele a Švýcarska. Data jsou roční, sesbíraná mezi lety 1998 a 2009. Vzorek dat je však nevyvážený, jelikož u některých zemí nebyla data v prvních letech zjištěna. Dalším problémem je i to, že každá země používá pro sběr dat různé definice, o čemž bylo pojednáno na začátku této kapitoly. Mezi státy jsou i některé méně vyspělé ekonomiky, takže i dopad NPL's na jejich ekonomiku může být nevyrovnaný díky různě rozvinutým finančním a úvěrovým trhům. Jako vysvětlující proměnné byly do modelů použity růst HDP a nezaměstnanost jako klasické makroekonomické ukazatele výkonu ekonomiky, inflace, úroková míra, nominální měnový kurz, růst cenového indexu bydlení a růst tzv. equity price indexu, který vyjadřuje růst indexu cen cenných papírů, jako vyjádření vyspělosti finančních trhů, jejichž prostředí ovlivňuje kvalitu poskytování půjček, a úvěry poskytnuté soukromému sektoru (domácnostem a firmám) v procentech jednotlivých HDP, které dávají náhled na rizikovost jednání bank při poskytování půjček. U vyspělých ekonomik autor předpokládá rostoucí příjmy a zlepšující se finanční situaci. Z toho predikuje, že závislost NPL's a HDP by měla být pozitivní, u nezaměstnanosti naopak negativní. Pokud roste hodnota aktiv na trhu, mohou je ekonomické subjekty použít jako zástavu pro snadnější získání úvěrů. Proměnné růst indexu cen bydlení a cenných papírů tak budou také v negativní závislosti. Růst úrokových měr pak zvyšuje splátky úvěrů a tím pádem tato proměnná bude s NPL's vykazovat pozitivní závislost. U proměnné vyjadřující poměr poskytnutých úvěrů a HDP pak je možná jak negativní závislost (pokud mají subjekty více úvěrů, je pravděpodobnější, že po některém šoku přestanou splácet), tak i pozitivní závislost, která by se mohla projevit při zmírnění požadavků bank na žadatele o úvěr. Také inflace a nominální měnový kurz mohou být pozitivně i negativně korelované. Tyto předpoklady byly ve studii potvrzeny použitím tzv. cross korelace a regresních modelů. Zhoršování makroekonomických podmínek vyjádřené poklesem HDP, růstem nezaměstnanosti či klesajícími cenami aktiv způsobuje problémy při splácení dluhů ekonomickými subjekty a banky jsou tak nuceny je přeřazovat do skupiny NPL's. Druhá část prostřednictvím PVAR modelu také potvrzuje předpoklady o vztazích mezi jednotlivými proměnnými a číselně vyjadřuje, o kolik se změní veličiny při různých šocích. Jelikož NPL's mění svoji hodnotu vždy ve vztahu s každou významnou proměnnou a to v obou směrech po nasimulovaných šocích, studie dokazuje, že opravdu hrají jednu z hlavních rolí v ekonomice. Bez ohledu na kvalitu úvěrů v ekonomice PVAR model ukazuje, že prudký nárůst NPL's vede k téměř lineárnímu růstu trvajícím po dobu čtyř let od prvotního šoku. To následně zhoršuje makroekonomické veličiny jako HDP a nezaměstnanost, což zpětně posiluje růst NPL's. Autor studie tedy v závěru doporučuje hlavně se vyhnout nárůstu NPL's během let ekonomického růstu a další zkoumání problematiky prostřednictvím stress testů a předpovědí vyplývajících z jeho modelů. Pokud NPL's zůstanou nedílnou součástí bankovních

výkazů, monetární politika a reformy by se měly zaměřit na zamezení prudkých nárůstů NPL's tak, aby nedošlo ke vzniku spirály, kdy se NPL's a ekonomika navzájem negativně ovlivňují.

Jedna z nejrozsáhlejších studií (Beck, Jakubík, Piloiu, 2013) týkajících se NPL's za posledních několik let byla zveřejněna v roce 2013 a jejími autory jsou Roland Beck, Petr Jakubík a Anamaria Piloiu. Autoři si toto téma vybrali, aby prozkoumali zhoršenou kvalitu úvěrových portfolií bank. Až do roku 2007 a 2008 byla totiž tato portfolia relativně vyvážená a stabilní. Prudké zhoršení nastalo vlivem finanční krize, která postihla globální ekonomiku. Ta a jí zapříčiněná globální recese zhoršila kvalitu bankovních aktiv, ale ne ve všech státech byly dopady těchto šoků podobné. Autoři proto v této studii chtějí vysvětlit rozdíly v kvalitě bankovních aktiv mezi zeměmi, což provádějí přes výzkum determinantů úvěrů v selhání. Studie je prováděna na vzorku 75 zemí, které zahrnují jak rozvinuté země, tak i rozvojové země. Kromě většiny evropských zemí včetně České republiky je do vzorku zahrnuto i několik asijských, amerických a afrických států, takže se jedná o studii téměř celosvětovou. Použitá roční panelová data byla získána ze dvou zdrojů, z databáze Mezinárodního měnového fondu a databáze Světové banky. U takto velkého vzorku zemí se autoři opět nezvládli vyvarovat chybě způsobené různými definicemi NPL's v různých zemích. Dali si ovšem pozor na to, aby se u jednotlivých zemí alespoň neaktualizovala definice NPL's, takže data v rámci jedné země jsou vždy konzistentní. Dalším problémem by mohlo být to, že data jsou roční a pouze od roku 2000 do roku 2010. To ale autoři vynahrazují velkým počtem zahrnutých zemí. Pro zjišťování faktorů působících na NPL's byly použity regresní modely určené k práci s panelovými daty. Jako vysvětlovanou proměnnou autoři použili poměr úvěrů v selhání k celkovým hrubým úvěrům. Vysvětlujícími proměnnými mají autoři opět více. Jedná se o všeobecně používané makroekonomické a finanční proměnné, které podle ekonomické teorie ovlivňují kvalitu bankovních aktiv. Patří do nich samozřejmě reálné HDP, úvěry, úrokové míry poskytovaných úvěrů, nominální měnový kurz a ceny akcií. Aby byly správně zachyceny všechny vlivy na tak velkém vzorku zemí, bylo potřeba některé proměnné upravit. U nominálního měnového kurzu bylo potřeba rozlišit země s vysokým a nízkým počtem zahraničních úvěrů. Autoři proto přidali dummy proměnnou, která měla hodnotu jedna pro státy s poměrem zahraničních pohledávek ku HDP nad mediánem souboru a hodnotu nula pro ostatní státy. Z podpůrného modelu totiž zjistili, že existuje pozitivní korelace mezi zahraničními pohledávkami (které jsou většinou denominovány v zahraničních měnách) a zahraničními půjčkami ku HDP. Co se týká cen akcií, tak bylo nutné odlišit státy s rozvinutým a méně rozvinutým kapitálovým trhem. Opět byla použita dummy proměnná, která dosahovala hodnoty jedna pro státy s poměrem kapitalizace akciových trhů ku HDP větším než medián a hodnoty nula pro ostatní státy. Z vytvořených modelů autorům studie vyplývá, že hlavním faktorem ovlivňujícím NPL's je HDP. Modely potvrzují negativní závislost této proměnné na NPL's. Pokles celosvětové ekonomické aktivity tak vede ke zvýšení hladiny NPL's a tím je negativně ovlivněna kvalita bankovních aktiv. Kromě tohoto pak vyplynulo i to, že v některých zemích, které mají jistá specifika, na vývoj NPL's působí i jiné faktory.

U států, kde si ekonomické subjekty často půjčují v cizích měnách bez zajištění, může dojít k růstu NPL's vlivem depreciace měnového kurzu. A v zemích, které mají rozvinutější kapitálové trhy vůči velikosti ekonomiky, pak může pokles v cenách cenných papírů vést k nárůstu NPL's a tím zhoršit kvalitu bankovních aktiv. Autoři tedy navrhnou zahrnout proměnné nominální měnový kurz a ceny akcií do zátěžových testů používaných pro vydávání doporučení ohledně měnové politiky. A to tak, aby každý stát rozlišil, zda jej bude více ovlivňovat měnový kurz, jelikož jeho subjekty mají vysoký počet zahraničních půjček, nebo zda jsou pro něj důležitější ceny akcií, neboť má rozvinutější kapitálové trhy.

Nejsoučasnější a pro tuto práci asi nejrelevantnější (i když používá poměrně složitější ekonometrické metody) studii (Melecký, Melecký, Šulganová, 2014) napsal Aleš Melecký, Martin Melecký a Monika Šulganová (2014). Studie se zabývá modelováním systémového kreditního rizika v České republice. Jako indikátor tohoto rizika používá agregátní úvěry v selhání. Autoři ve studii využívají jako hlavní ekonometrickou metodu regresní modely. Ty ale upravují na základě bayesovského přístupu, což znamená, že do modelu pro zvýšení robustnosti odhadů přidávají jednou či dvakrát zpožděné proměnné. Poté je z modelu odhadnuta pravděpodobnostní funkce a k ní jsou pak přidány apriorní předpoklady. Ty autoři získali ze 46 studií, které používají jako vysvětlovanou proměnnou úvěry v selhání a zároveň jsou modely dynamickými. Po vyloučení dalšími způsoby nevhodných studií jich zbylo 14. Jako vysvětlovaná proměnná byl tedy použit poměr agregátních NPL's a celkových agregátních úvěrů. Za vysvětlující proměnné pak autoři označují makroekonomické proměnné, používané v tradičních makroekonomických analýzách. Jedná se o růst reálného hrubého domácího produktu, míru nezaměstnanosti, inflaci, úrokové sazby úvěrů a pro tuto studii dvě specifické proměnné, které zastupují systémový důchodový a bilanční efekt změn kurzu na úvěry v selhání. Proměnná označená autory jako ERI je součin reálného efektivního měnového kurzu a otevřenosti ekonomiky vyjádřené podílem součtu exportu a importu na HDP. Druhá proměnná, ERB, je součinem nominálního kurzu koruny vůči euru a podílu úvěrů v cizí měně na celkových úvěrech. Autoři očekávají u proměnných směr závislosti podobný, jaký byl popsán výše v tomto literárním přehledu. U posledních dvou proměnných pak předpokládají u ERI negativní závislost a u proměnné ERB pak závislost pozitivní. Výsledky této studie pak naznačují, že Česká republika se odlišuje od ostatních států. Je to způsobeno tím, že NPL's vykazují silnou perzistenci prostřednictvím autoregresního koeficientu. NPL's tak pomaleji reagují na změny, a tím pádem je obtížnější predikovat podle nich zvyšování kreditního ale i agregátního rizika. Modely ale potvrdily v ekonomické teorii zmiňovaný pozitivní vliv ekonomického růstu na splácení úvěrů ekonomickými subjekty. Co se týče poměrně nových proměnných použitých v modelu, bylo potvrzeno, že depreciace české koruny pomáhá dlužníkům se splácením závazků. U proměnné úrokové sazby pak byl potvrzen vztah výrazně negativní, rostou-li sazby, klesá schopnost ekonomických subjektů splácet své závazky. Vztah proměnných nezaměstnanost a inflace byl sice potvrzen jako pozitivní a negativní, v pokročilejších modelech ale nebyl shledán dostatečně významným, jako je tomu u zahraničních studií. U proměnné

ERB byla potvrzena pozitivní závislost, avšak nebyla v prvotních modelech sledána významnou. Pokročilejší modely ale ukázaly, že i tato závislost je v ČR významná. Z této studie, která částečně zahrnuje doporučení studie zmíněné výše (Beck, Jakubík, Piloiu, 2013) vyplývá tedy podobný výsledek. Autoři opět doporučují zahrnout vliv měnových kurzů do metod předpovídání chování ekonomiky a dokonce radí používat kurzovou politiku, konkrétně reálnou depreciaci koruny, když bude hrozit zvýšené kreditní riziko v bankovním systému, aby tím byla podpořena solventnost systému.

4 Metodika

Pro dosažení cíle práce budou použity ekonometrické metody a párové metody vědeckého zkoumání. Pro zjištění míry vlivu vybraných vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou bude použita korelační analýza. Poté bude z dat vytvořen regresní model, který určí směr působení vybraných faktorů na objem NPLs.

Empirická analýza bude rozdělena na dva modely, jeden týkající se domácností a druhý týkající se nefinančních podniků. Uvedená segmentace byla zvolena proto, že ČNB vykazuje ve statistice ARAD členění na uvedené segmenty.

V práci budou nejprve popsány výše uvedené proměnné, včetně určení a zdůvodnění předpokládaného směru jejich závislosti na objemu NPLs domácností a nefinančních podniků. Tyto předpoklady budou dále potvrzeny či vyvráceny prostřednictvím regresní analýzy.

Další částí práce bude vícenásobná regresní analýza časových řad. Ta bude rozdělena na dvě části, vzniknou tedy dva různé modely. V prvním z nich bude vysvětlovanou proměnnou podíl úvěrů se selháním na úvěrech poskytnutých domácnostem. V druhém pak podíl NPLs na úvěrech poskytnutých nefinančním podnikům. Vysvětlující proměnné obou modelů jsou uvedeny v následující kapitole.

Vícerozměrná regresní analýza se zabývá vztahem mezi vysvětlovanou proměnnou a více vysvětlujícími proměnnými. Klasický lineární regresní model můžeme podle Hampela, Blaškové a Střelce (2012) vyjádřit vztahem

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon,$$

kde Y je vysvětlovaná (závisle) proměnná, X_j jsou vysvětlující (nezávisle) proměnné, pro $j = 1, 2, \dots, k$, β_0 je absolutní člen (úrovňová konstanta), β_j je j -tý regresní koeficient či parametr pro $j = 1, 2, \dots, k$ a ε je náhodná složka. Pro i -té pozorování z výběrových dat pak dostáváme

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \text{ pro } i = 1, 2, \dots, n.$$

Pokud pro náhodnou složku platí, že je normálně rozdělena, má nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl, pak můžeme pomocí metody nejmenších čtverců odhadnout regresní koeficienty na základě výběrových dat o rozsahu n pozorování. Získáme tak regresní rovnici ve tvaru

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k,$$

kde $E(Y)$ je očekávaná hodnota Y , $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ jsou regresní koeficienty, které měří změnu $E(Y)$, tedy závisle proměnné, změní-li se jedna z nezávisle proměnných o jednotku, přičemž pro ostatní nezávisle proměnné platí podmínka *ceteris paribus*.

Regresní rovnici získáme na základě výběrové regresní funkce

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \dots + \hat{\beta}_k X_k,$$

kde $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$ jsou bodové odhady regresních koeficientů a \hat{Y} je vyrovnaná (odhadnutá) hodnota Y . Vyrovnané hodnoty pro jednotlivá pozorování lze zapsat

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki} \text{ pro } i = 1, 2, \dots, n.$$

Rozdíl mezi skutečnými a odhadnutými hodnotami se nazývá reziduum a je vyjádřeno jako

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i \text{ pro } i = 1, 2, \dots, n.$$

Metoda nejmenších čtverců je pak založena právě na minimalizaci sumy čtverců reziduí, tedy na minimalizaci rozdílu mezi skutečnými naměřenými a odhadnutými hodnotami. Výsledkem této metody by pak měl být kvalitní ekonometrický model.

Kvalita modelu bude posuzována pomocí adekvátních ekonometrických a statistických testů v programu Gretl. Tím se budeme snažit dokázat klasické předpoklady lineárního regresního modelu. Ty znějí následovně (Hampel, Blašková a Střelec, 2012):

- Regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikovaný a má aditivně přidaný chybový člen.
- Chybový člen má nulovou střední hodnotu.
- Všechny vysvětlující proměnné jsou nekorelované s chybovým členem.
- Pozorování chybového členu jsou nekorelována se sebou samými.
- Chybový člen má konstantní varianci.
- Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné.
- Chybový člen vykazuje normální rozdělení.

5 Vybrané faktory působící na vývoj úvěrů v selhání

Na základě výše uvedeného přehledu literatury byl jako vysvětlovaná proměnná vybrán ukazatel objemu NPLs domácností, protože domácnosti tvoří významnou část věřitelů obchodních bank. Data jsou čtvrtletní od roku 2002 do konce roku 2016. Zdrojem je databáze ARAD České národní banky a ČSÚ.

Po prostudování výše uvedené literatury byly jako vysvětlující proměnné vybrány následující (data jsou čtvrtletní):

- HDP v běžných cenách,
- míra nezaměstnanosti,
- míra inflace,
- index reálné mzdy,
- úroková míra úvěrů domácnostem,
- cenový index bydlení,
- zadluženost domácností.

Pro model týkající se nefinančních podniků byl jako vysvětlovaná proměnná vybrán ukazatel objemu NPLs z úvěrů poskytnutých nefinančním podnikům. Data jsou opět čtvrtletní, od roku 2002 do roku 2016 a jejich zdrojem je ARAD, ČSÚ a databáze Pražské burzy cenných papírů. Jako vysvětlující proměnné byly vybrány:

- HDP v běžných cenách,
- míra inflace,
- index reálné mzdy,
- úroková sazba pro nefinanční podniky: úvěry celkem bez kontokorentů, revolvingových úvěrů a kreditních karet,
- index PX,
- daňové zatížení v ČR.

5.1 Vysvětlovaná proměnná – objem NPLs

V této práci budou vytvořeny dva modely, které mají jako závislou proměnnou uveden vždy objem úvěrů v selhání z celkových poskytnutých úvěrů v daném období, tedy se jedná o časovou řadu čtvrtletních údajů od začátku roku 2002 po čtvrté čtvrtletí roku 2016. Data jsou v milionech Kč. V prvním modelu se budeme zabývat domácnostmi a ve druhém nefinančními podniky. Jak již bylo uvedeno v literární rešerši (ČNB, 163/2014), pohledávky se pro účely vykazování v ČNB, z jejíž databáze jsou tato data čerpána, dělí na pohledávky bez selhání dlužníka a pohledávky se selháním. Pohledávky se selháním obsahují podkategorie nestan-

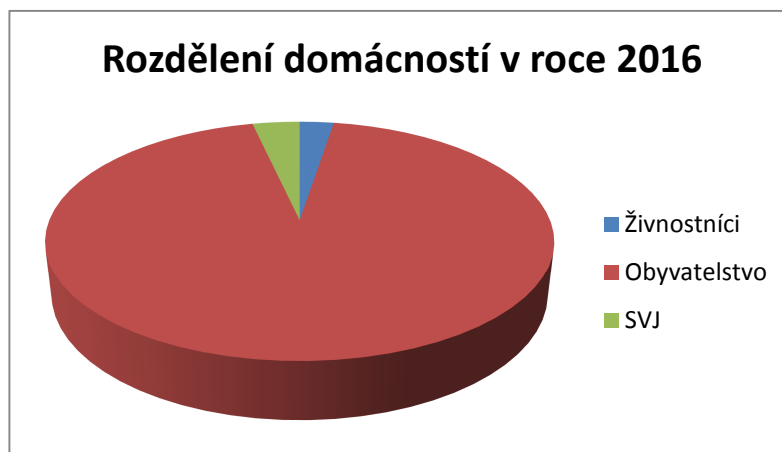
dardních, pochybných a ztrátových pohledávek. Právě tyto tři podkategorie v součtu používáme jako závisle proměnnou.

Data jsou čerpána z databáze ČNB ARAD, kde se nachází v sestavě Klientské úvěry se selháním. Podkladem pro tuto sestavu je DATOVÝ SOUBOR VST (ČNB) 1-12: Měsíční výkaz o úvěrech a pohledávkách za klienty (ČNB, 2015a). Ten obsahuje strukturu a objem úvěrů a pohledávek poskytnutých bankami a pobočkami zahraničních bank působících na území ČR (s výjimkou ČNB) jejich klientům. Data jsou v tomto souboru dále členěna podle kategorizace pohledávek, podle ekonomických subsektorů, do nichž patří jednotliví klienti, podle smluvní doby splatnosti, podle druhů měn a i podle účelu úvěrů. Pro účely této práce bylo využito členění dle ekonomických subsektorů, což jsou data o domácnostech, nefinančních podnicích, ale i o vládních, finančních a neziskových institucích, přičemž poslední tři do této práce nebudou zahrnuty.

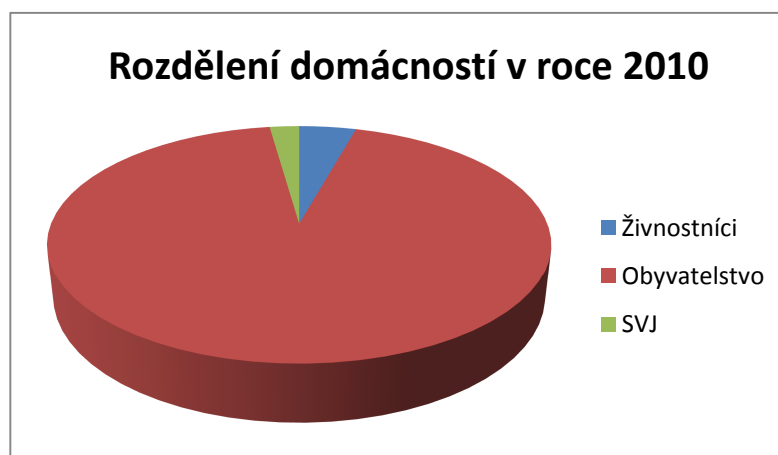
Nefinanční podniky (ČNB, 2015b) pro účely vykazování v ČNB tvoří veřejné nefinanční podniky, národní soukromé nefinanční podniky a i nefinanční podniky působící v ČR pod zahraniční kontrolou.

Mezi domácnosti patří i živnostníci (ČNB, 2015b), tzn. zaměstnavatelé a osoby samostatně výdělečně činné, obyvatelstvo, tedy zaměstnanci, příjemci důchodů z vlastnictví, penzí a ostatních transferů, a ostatní domácnosti, což jsou společenství vlastníků jednotek (dále jen SVJ). Do úvěrů poskytnutých domácnostem jsou zařazeny všechny následující kategorie – spotřební úvěry pro osobní účely na spotřebu zboží a služeb, úvěry na bydlení (jak za účelem pořízení bydlení, tak i na investice do bydlení) a ostatní úvěry nezařazené jinde.

Z celkového počtu úvěrů poskytnutých domácnostem v objemu 1 417 424,9 mil. Kč je jich jen malá část poskytnuta živnostníkům a SVJ, jak dokládá první graf ze čtvrtého čtvrtletí roku 2016. Tento podíl se od roku 2010, kdy ČNB začala rozlišovat i kategorii SVJ skoro nezměnil, jak vidíme ve druhém grafu, akorát došlo k růstu úvěrů poskytnutých SVJ a mírnému poklesu u živnostníků.

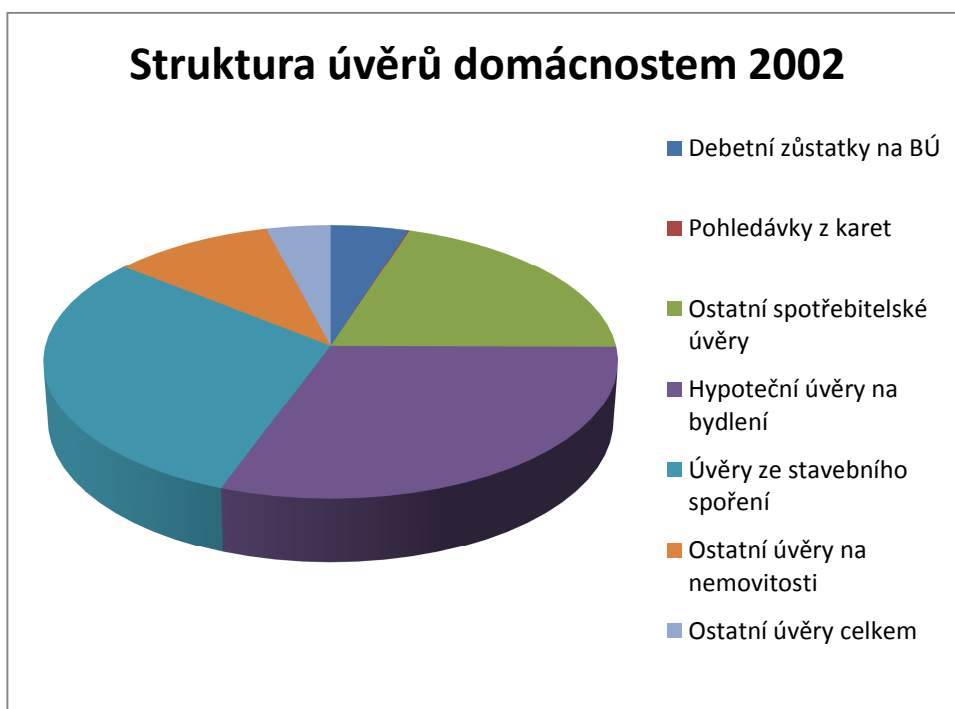


Obr. 1 Graf rozložení úvěrů poskytnutých domácnostem v roce 2016

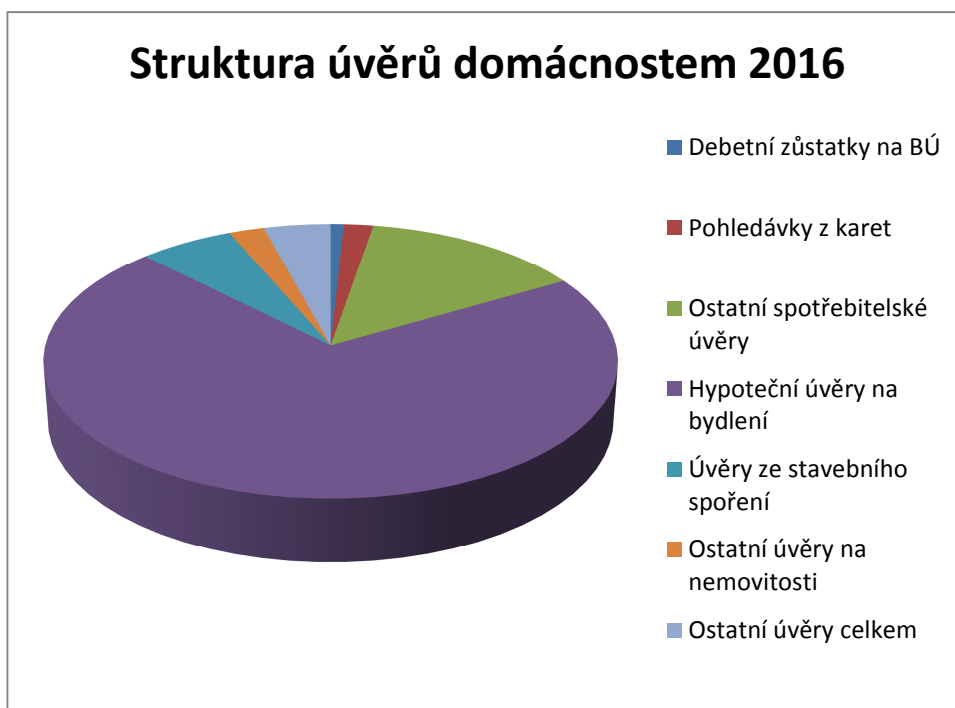


Obr. 2 Graf rozložení úvěrů poskytnutých domácnostem v roce 2010

Situace se ale výrazně změnila, pokud se podíváme na strukturu úvěrů poskytnutých domácnostem. V roce 2002 tvořil objem hypotečních úvěrů pouze cca čtvrtinu poskytnutých úvěrů, v roce 2016 už to ale byly téměř cca tři čtvrtiny. Také výrazně poklesl podíl úvěrů ze stavebního spoření a jiných úvěrů na financování nemovitostí. Snížil se i podíl debetních zůstatků na BÚ, naopak vzrostl podíl pohledávek z karet. Částečně překvapivé je i to, že mírně klesl procentní podíl spotřebitelských úvěrů, což ale může být způsobeno tím, že data obsahují pouze bankovní sektor.

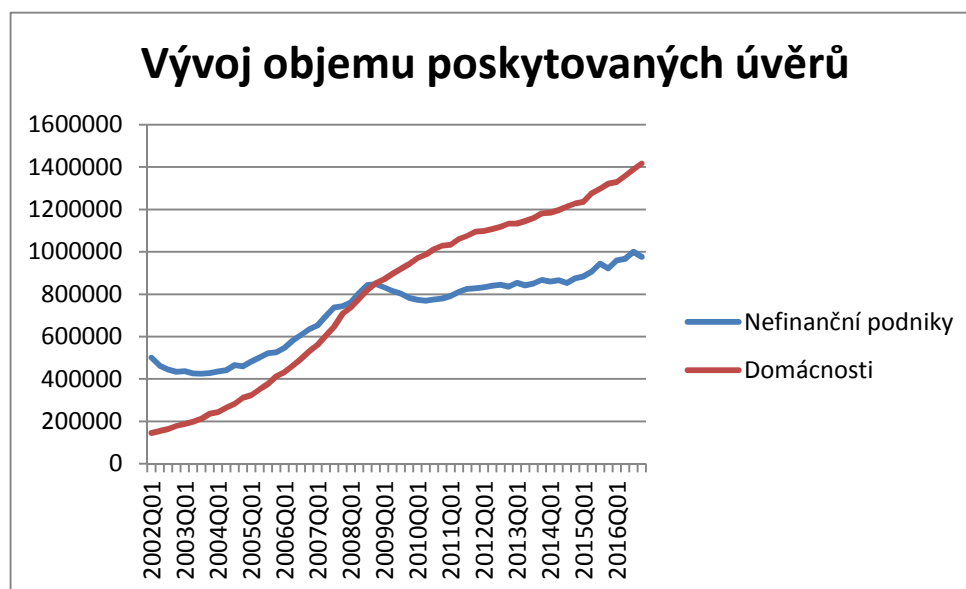


Obr. 3 Graf struktury úvěrů poskytnutých domácnostem v roce 2002



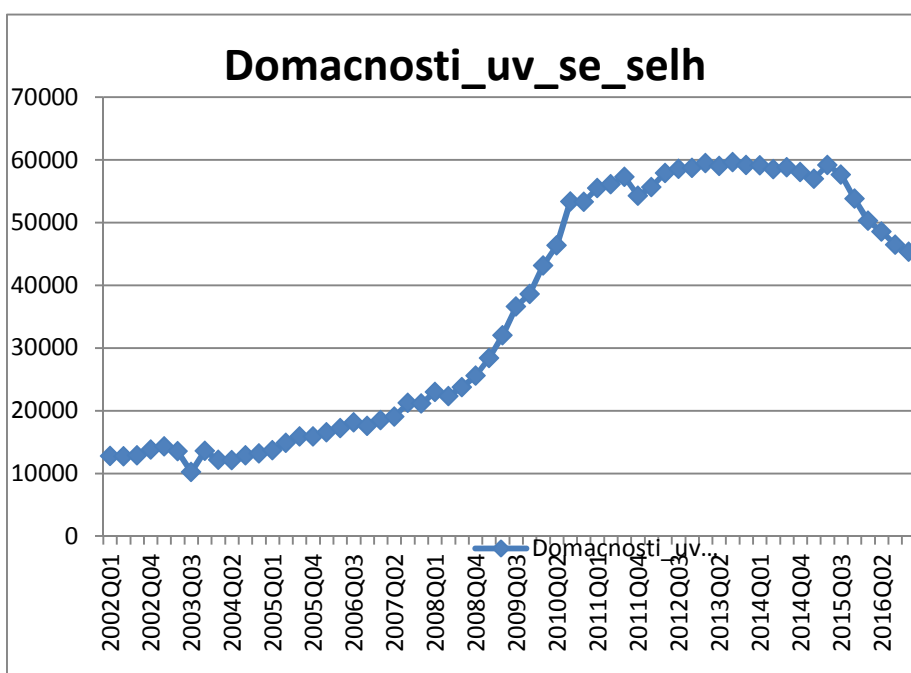
Obr. 4 Graf struktury úvěrů poskytnutých domácnostem za rok 2016

Celkově v penězích vyjádřený objem poskytnutých půjček pořád roste. Z vývoje je patrný nástup globální recese, která zasáhla hlavně podniky, a ty si začaly méně půjčovat. Od té doby je objem půjčených peněz podnikům mírně vzrůstající s malými výkyvy. U domácností objem půjček neustále roste, ale po nástupu krize se tempo růstu výrazně zpomalilo. Za celé sledované období však se částka celkových úvěrů poskytnutých domácnostem sedminásobně zvýšila.



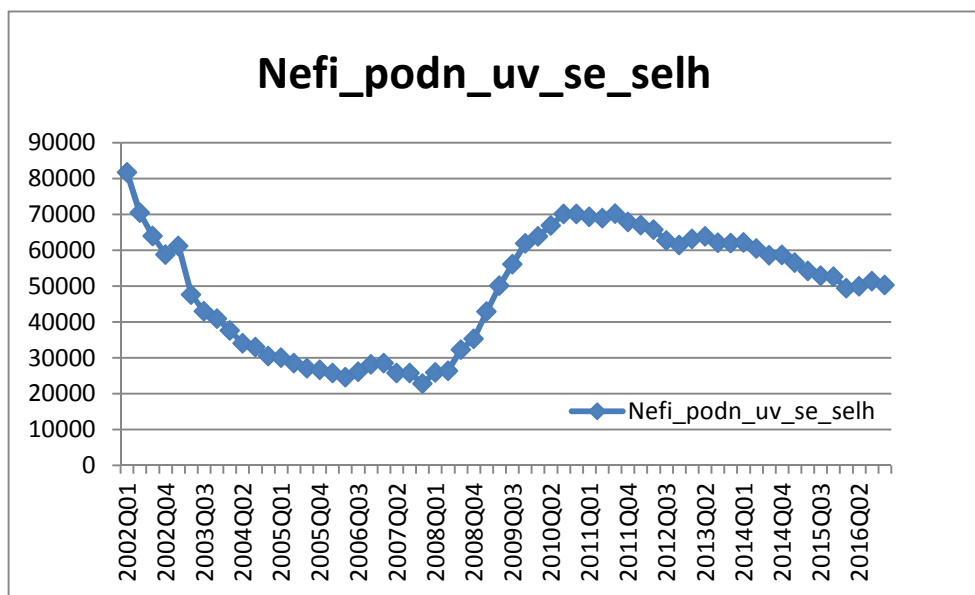
Obr. 5 Graf vývoje peněžního objemu poskytovaných úvěrů

Co se týká vývoje objemu úvěrů v selhání u domácností, tak ten více méně kopíruje vývoj objemů poskytnutých půjček. S nástupem krize však křivka pro domácnosti strmě stoupá, což značí, že v poměrně krátkém období se výrazně zvýšil počet ohrožených úvěrů. Mezi lety 2010 a 2015 můžeme sledovat konstantní vývoj objemu selhávajících úvěrů a v posledních dvou letech pak vidíme, že se objem výrazně snižuje.



Obr. 6 Graf objemu úvěrů se selháním domácností

U nefinančních podniků můžeme pozorovat, že v době ekonomického růstu do roku 2006 objem úvěrů v selhání klesal. Když ale začala finanční krize koncem roku 2007, nastala stejná situace jako u domácností a ohrožené úvěry velmi rychlým tempem vzrostly. Od roku 2011 probíhá mírný pokles objemu úvěrů v selhání.



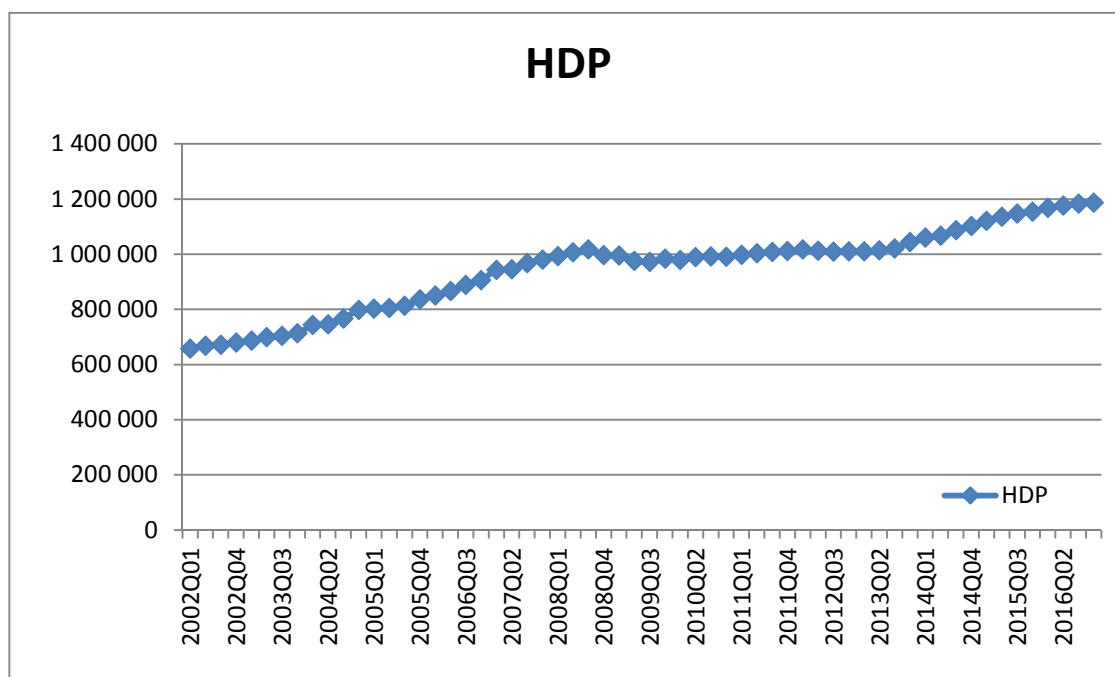
Obr. 7 Graf objemu úvěrů se selháním nefinančních podniků

5.2 Vysvětlující proměnné

5.2.1 Hrubý domácí produkt

Makroekonomická veličina hrubý domácí produkt, dále jen HDP, je jedním z nejvíce používaných ukazatelů v současné ekonomice. Tvoří jednu ze čtyř veličin v takzvaném magickém čtyřúhelníku, takže nemůže chybět ani v jednom z modelů v této práci. Dvě základní definice HDP vychází podle Kohouta (2013) ze způsobu jeho výpočtu. V prvním případě jde o součet celkového objemu spotřeby soukromých ekonomických subjektů, investic soukromých podniků, vládních výdajů a čistého exportu. Podle ekvivalentní druhé definice jde o součet vyplacených mezd, zisků podnikatelů, odpisů, nepřímých daní a čistých úroků. V tomto přesném matematickém definování se ale skrývá i nedostatek ukazatele HDP. Na jeho základě totiž nelze porovnávat kvalitativní znaky života v různých zemích, nevypovídá tedy o blahobytu. Ukazatel totiž neuvažuje, o spotřebu jakých statků se jedná. Dále nepočítá ani s volným časem ekonomických subjektů, na druhou stranu nezapočítává šedou ekonomiku. Pro účely této práce však má dostatečnou vypovídací hodnotu, protože nebudeme přímo srovnávat různé ekonomiky.

Pro tuto práci je vybrána časová řada sestávající z HDP v kupních cenách. Jedná se o data pocházející z databáze Českého statistického úřadu, dále ČSÚ. Hodnoty jsou uvedeny v mil. Kč. Jde o HDP v běžných cenách, tedy nominální HDP. Data jsou podle metodiky Tramo/Seats sezónně očištěná (ČSÚ, 2012). Výsledná hodnota ukazatele je součtem výdajů na konečnou spotřebu domácností, vládních a neziskových institucí, tvorby hrubého kapitálu (fixního, změny zásob a cenností) a saldem zahraničního obchodu, neboli rozdílem mezi vývozem a dovozem zboží a služeb.



Obr. 8 Graf vývoje objemu HDP

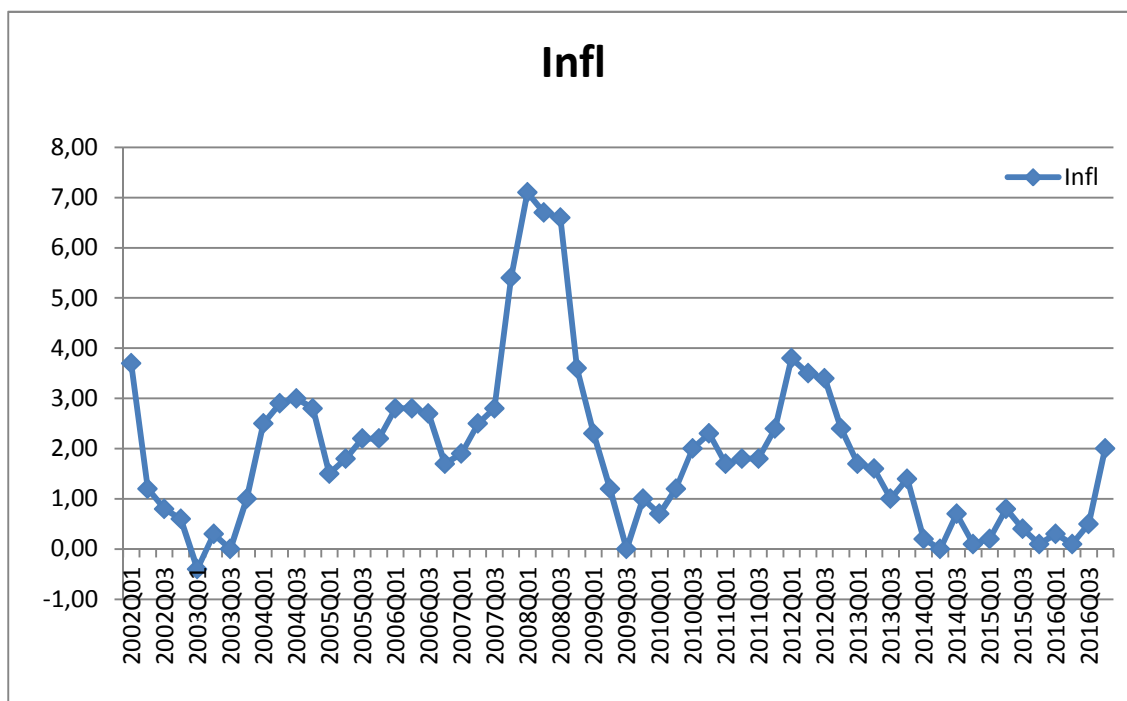
Vztah mezi HDP a podílem úvěrů v selhání na celkovém počtu úvěrů by měl být podle předchozí literární rešerše a všeobecné ekonomické teorie negativní. Jestliže roste HDP, měl by podíl NPLs klesat. Při růstu HDP se ekonomice daří, takže rostou i příjmy domácností, a tím pádem by měly mít ekonomické subjekty více prostředků na splácení svých úvěrů.

5.2.2 Inflace

Tento ukazatel, který tvoří další z vrcholů magického čtyřúhelníku, je opět zastoupen v obou modelech v této práci. Inflace, respektive její míra, je podle definice Mankiwa (1999) růst celkové cenové hladiny. Přitom stabilita cenové hladiny je hlavním cílem měnové politiky České národní banky. Konkrétně se ČNB zaměřuje na stabilitu spotřebitelských cen (ČNB, 2015c). Od roku 1997 se toho centrální banka snaží dosáhnout prostřednictvím režimu měnové politiky nazvaného cílování inflace. Tato strategie je prováděna ve středně dlouhém období a je při ní využíváno prognózovaných hodnot míry inflace a veřejného explicitního vyhlášení budoucích inflačních cílů.

Měření míry inflace zajišťuje v ČR Český statistický úřad. V jeho databázích najdeme čtyři různá vyjádření míry inflace (ČSÚ, 2015a): přírůstkem průměrného ročního indexu spotřebitelských cen, přírůstkem indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku, přírůstkem indexu spotřebitelských cen k předchozímu měsíci a přírůstkem indexu spotřebitelských cen k základnímu období. V práci jsou použita data vyjadřující přírůstek indexu spotřebitelských cen ke stejnému měsíci předchozího roku, protože data jsou již sezónně očištěna, jelikož

se porovnávají vždy shodné měsíce v roce. Pro tuto práci potřebujeme data čtvrtletní, takže bereme vždy každou třetí hodnotu z celkové časové řady ČSÚ.



Obr. 9 Graf vývoje míry inflace

Co se týká vztahu míry inflace a vysvětlované proměnné, měl by být podle ekonomické teorie nejednoznačný, jak bylo uvedeno v literární rešerši. Srovnáme-li však grafy vývoje množství úvěrů v selhání a míry inflace, dojdeme k tomu, že vztah by mohl být negativní. Pokud inflace roste, počet úvěrů v selhání klesá a naopak.

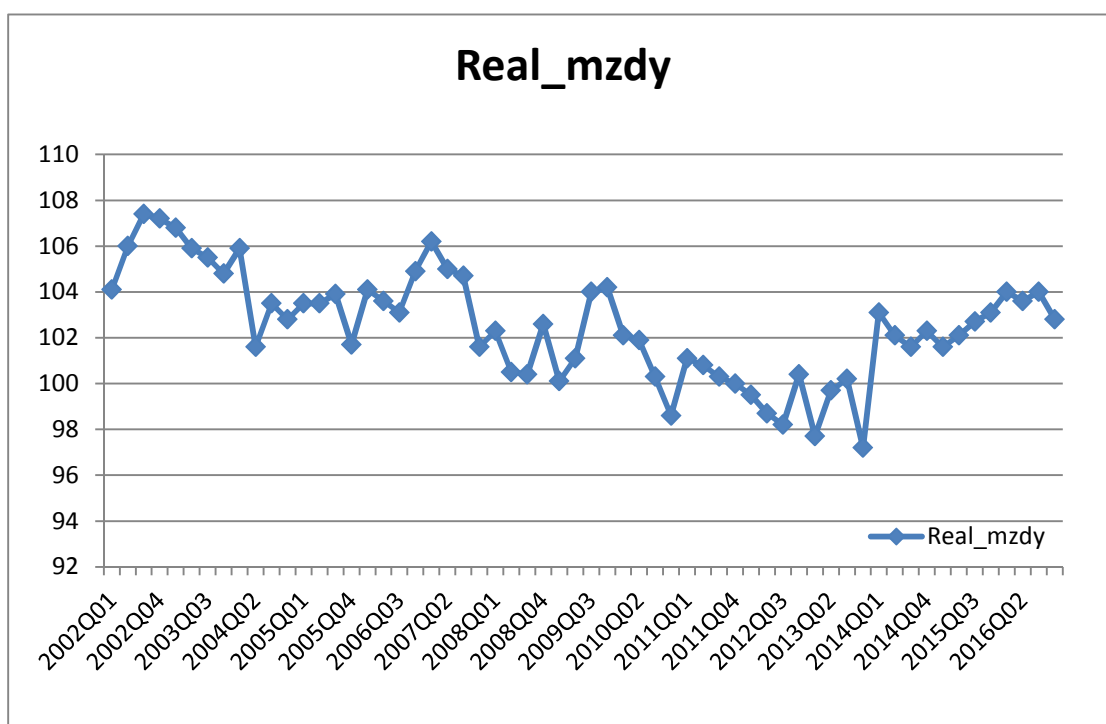
5.2.3 Reálné mzdy

Často sledovaným ekonomickým ukazatelem je i průměrná hrubá měsíční mzda (ČSÚ, 2015b). Toto číslo vyjadřuje podíl mezd na jednoho zaměstnance evidenčního počtu za měsíc. Do toho se započítávají i příplatky a doplatky ke mzdě a platu, odměny a jiné složky mzdy či platu. Jelikož se ale jedná o hrubou mzdu, je zahrnuto i pojistné na zdravotní a sociální pojištění, zálohy na daně z příjmu a další dohodnuté srážky. Nejde tedy o peníze, které zaměstnanec fyzicky dostane. Do této statistiky také nejsou zahrnuty osoby vykonávající veřejné funkce, soudci, osoby na mateřské či rodičovské dovolené a učni. Z tohoto pohledu tedy jde o statistiku nezkrácenou vyššími či nižšími hodnotami.

Data pro tuto vysvětlující veličinu pochází z databáze ČSÚ. Pro účely této práce se nejlépe hodí ne přímo hodnoty průměrné hrubé měsíční mzdy, ale index průměrné reálné mzdy (ČSÚ, 2015b). Ten vyjadřuje, o kolik procent vzrostl nebo

poklesl podíl indexu průměrné nominální mzdy a indexu spotřebitelských cen. Jde tedy o mzdy očištěné o inflaci. Data v indexu jsou vztažena oproti stejnému období minulého roku.

Od roku 2002 průměrná hrubá měsíční mzda celkově vzrostla na zhruba dvojnásobek. V posledních dvou letech sledovaného období však zůstává téměř stejná. Podíváme-li se na graf indexu reálné mzdy, vidíme, že má až do roku 2014 klesající trend. Přírůstky ke mzdě v Kč se tedy neustále snižovaly. V posledních letech se však tento trend obrátil a mzda napřed rostla, v roce 2016 však nastal opět mírný pokles.



Obr. 10 Graf vývoje indexu průměrné reálné mzdy

Mezi reálnou mzdou a objemem úvěrů v selhání podle všeobecných předpokladů zmíněných v literární rešerši očekáváme nepřímo úměrný, tedy negativní vztah. Rostou-li mzdy, mají ekonomické subjekty více prostředků na splácení svých závazků, mely by jim tedy lépe dostat. Pro model týkající se nefinančních podniků by však měl platit opačný vztah. Sníží-li se reálné mzdy, budou mít podniky menší náklady na zaměstnance a tím pádem víc prostředků na splácení dluhů.

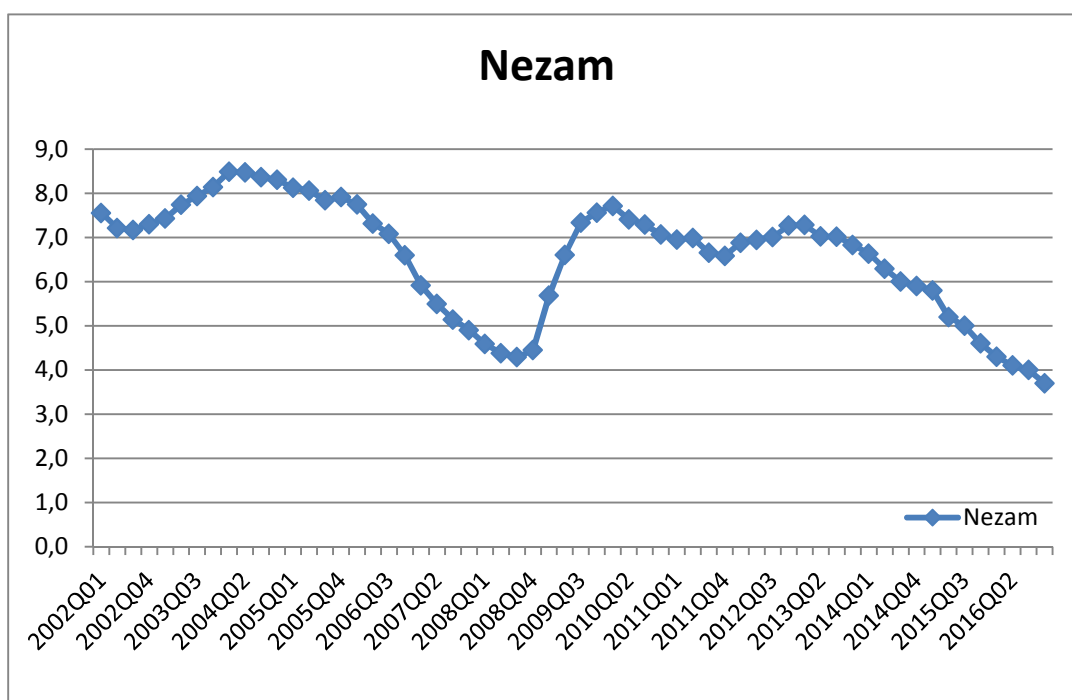
5.2.4 Nezaměstnanost

Míra nezaměstnanosti je dalším z vrcholů magického čtyřúhelníku, a proto je zahrnuta i v této práci. Jako vysvětlovaná proměnná ale figuruje pouze v modelu týkající-

cím se domácností, protože na vývoj úvěrů v selhání u firem by podle literární rešerše neměla mít podstatný vliv. Obecná definice míry nezaměstnanosti vychází z jejího výpočtu. Např. dle Mankiwa (1999) jde o podíl nezaměstnaných na ekonomicky aktivním obyvatelstvu v procentech, přičemž ekonomicky aktivní obyvatelstvo je součet zaměstnaných a nezaměstnaných osob.

Tato definice se shoduje i s definicí ČSÚ (ČSÚ, 2015c), odkud jsou brána data pro regresní analýzu. Konkrétně jde o data obecné míry nezaměstnanosti 15-64letých, která byla sezónně očištěna. Očištění je opět prováděno metodou TRAMO/SEATS, která byla vyvinuta pro Eurostat a je založena na modelu ARIMA. Data ČSÚ získává v rámci tzv. Výběrového šetření pracovních sil, které je zaměřeno na zjišťování ekonomického postavení obyvatelstva na celém území ČR (na vzorku 24 tis. domácností). Vše je prováděno tak, aby to odpovídalo definicím mezinárodní organizace práce (ILO) a v souladu s metodikou Eurostatu.

Graf míry nezaměstnanosti v ČR nám ukazuje klesající trend v průběhu námi sledovaného období s občasnými výkyvy. Nejvyšší nezaměstnanost byla v roce 2004, kdy celorepublikový ukazatel dosáhl 8,5 procent. Poté díky zlepšující se ekonomické situaci, kterou jsme mohli pozorovat už v grafu HDP, nezaměstnanost postupně klesla až na 4,3 procenta. V té době ale začala ekonomická krize a míra nezaměstnanosti se vrátila až k hodnotám z roku 2003. V posledních pěti letech ale nezaměstnanost opět klesá. Nyní se nachází na historickém minimu a je jedna z nejnižších v celé EU.



Obr. 11 Graf vývoje míry nezaměstnanosti

Vztah mezi vysvětlovanou proměnnou v modelu týkající se domácností a nezaměstnaností by měl být podle dostupné literatury výrazně pozitivní. Zvýší-li se

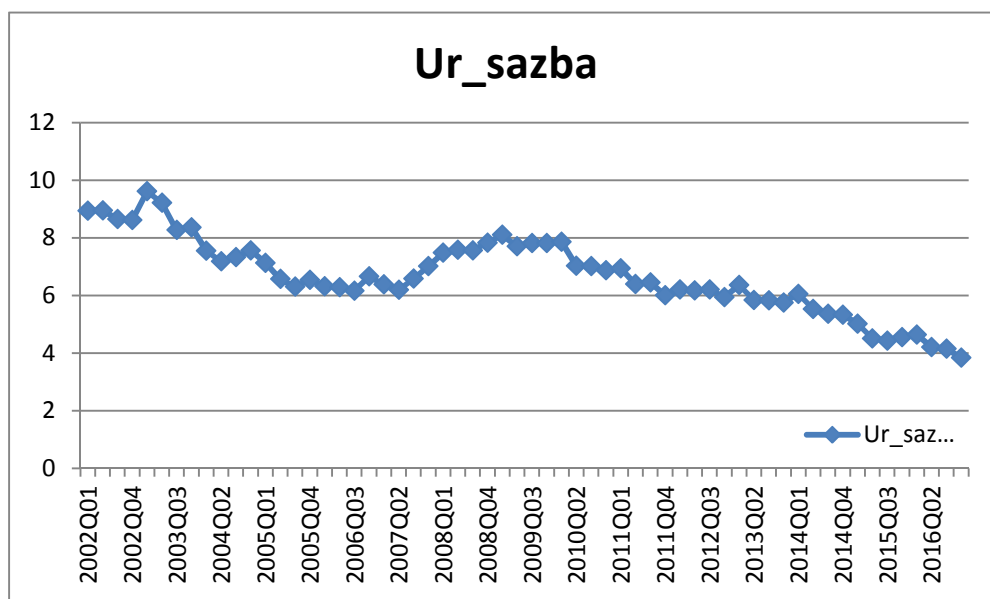
nezaměstnanost, klesnou domácnostem příjmy a tím pádem mají méně prostředků na splácení svých úvěrů.

5.2.5 Úroková míra

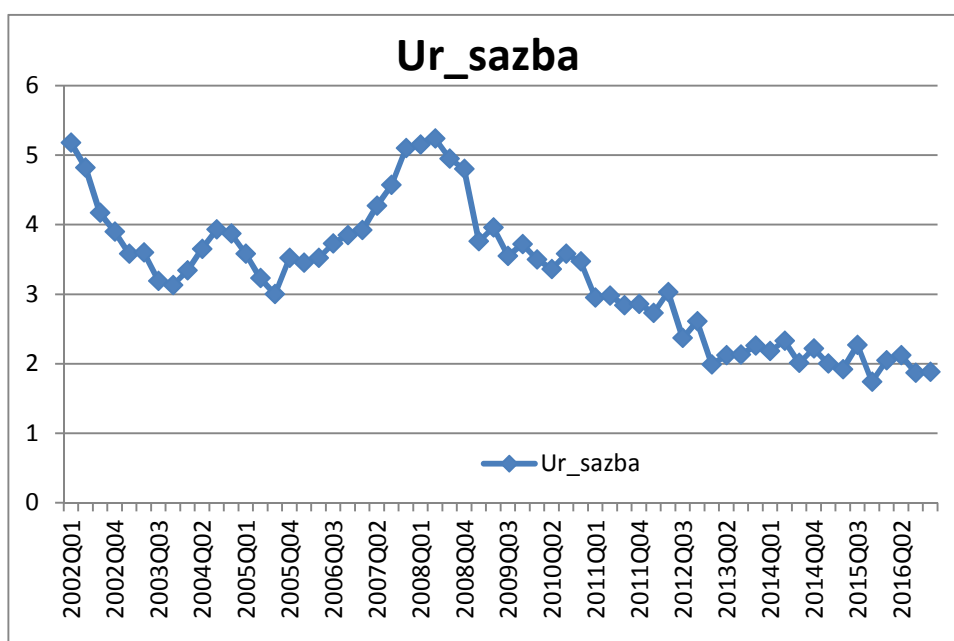
Tento ukazatel figuruje v obou modelech v práci. Pro každý model však jsou použita jiná data, a to podle subjektů, na které je práce zaměřena, tzn. zvláštní úrokové sazby pro domácnosti a pro nefinanční podniky. Úroková sazba jako taková vlastně stanovuje cenu peněz. Jedná se o procentní vyjádření z jistiny, kteroužto částku musí dlužník věřiteli zaplatit navíc za určité období (Peníze.cz, 2015). Sazby, které jsou v této práci použity, se odvíjí od sazeb na mezibankovním trhu (v ČR hlavně PRIBOR, což je pražská mezibankovní úroková sazba, za kterou si banky mezi sebou půjčují), ty pak ale ještě závisí na základních sazbách stanovovaných centrální bankou (dvoutýdenní repo sazba, diskontní sazba a lombardní sazba). Sazby pro klienty jednotlivých komerčních bank tedy tvoří základ odvozený z mezibankovních sazeb, plus sazba nákladů banky, jednotlivé rizikové přírážky a přírážka na zisk banky.

Data pro tento ukazatel byla získána v databázi ARAD České národní banky. Subjekty, od nichž byla tahle data shromážděna, jsou opět banky a pobočky zahraničních bank působící v ČR kromě ČNB, tedy subjekty s platnou bankovní licencí (ČNB, 2015e). V potaz byly brány pouze sazby z korunových úvěrů. Data byla sešbírána v rámci tzv. úrokové statistiky ČNB (výkazy s označením VUS). Vykazovány byly vždy pouze nové obchody, tedy nové obchody uzavřené mezi bankou a klientem za sledované období, a to takové, jež nebyly zatíženy sankčními a podobnými sazbami. V práci je počítáno s průměrnými úrokovými sazbami, kde průměr je vypočten jako vážený průměr a vahami jsou objemy úvěrů v jednotlivých kategoriích. Pro domácnosti jsou zahrnuty úvěry na spotřebu, bydlení a ostatní úvěry, mezi ně patří např. kontokorenty, kreditní karty a revolvingové úvěry. U spotřeby a úvěrů na bydlení je pak místo klasické úrokové sazby, která pokrývá všechny úrokové platby z pohledu vykazujícího subjektu, brána roční procentní sazba nákladů. Do subjektu domácností patří opět i živnostníci a neziskové instituce sloužící domácnostem. U nefinančních podniků do úvěrů naopak nejsou zahrnuty kontokorenty, kreditní karty a revolvingové úvěry. Během sledovaného období byla částečně pozměněna metodika výpočtu úrokových sazeb. Od roku 2004 je tak sladěna s Nařízením ECB/2009/7, ale rozdíl ve vykazování je pro tuto práci zanedbatelný.

Zaměříme-li se na graf vývoje sazeb v daném období, vidíme, že trendy jsou velmi podobné v obou případech. U nefinančních podniků je ale vývoj výraznější a podniky jsou vývojem v ekonomice ovlivněny více. Zajímavý je vývoj okolo hospodářské krize. Zatímco před krizí sazby poměrně rychle stoupaly, po jejím vypuknutí následoval strmý pád, který od roku 2009 zvolnil, ale sazby pořád klesají. To je dáno z velké části politikou ČNB, která ve snaze znovu nastartovat ekonomický růst, sazby postupně snižovala. U nefinančních podniků pak v posledních dvou letech sledujeme kolísavý vývoj sazeb.



Obr. 12 Graf vývoje úrokových sazeb pro domácnosti



Obr. 13 Graf vývoje úrokových sazeb pro nefinanční podniky

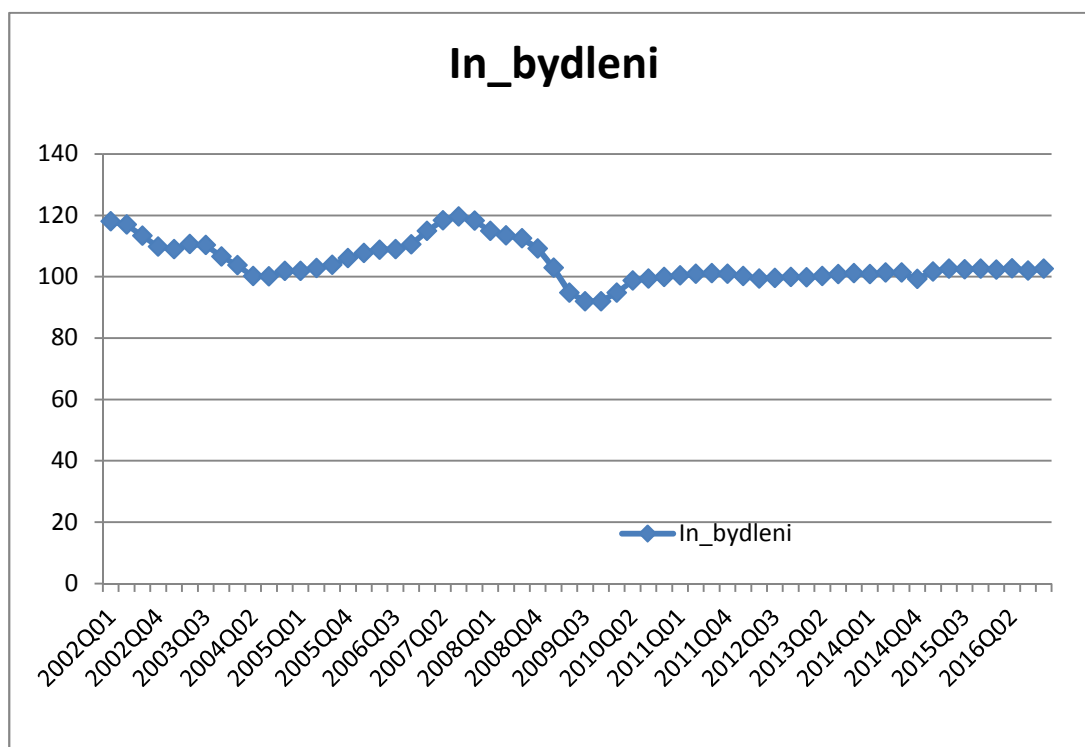
Podle uvedené literatury by měl být vztah mezi vývojem úrokových sazeb a vysvětlovanými proměnnými přímo úměrný. Rostou-li úrokové sazby, dochází i k nárůstu objemů úvěrů v selhání. Tato kauzalita je způsobena tím, že s růstem sazby se zvyšuje i velikost splátky a tím se do problémů dostávají i subjekty, které měly ze začátku dostatečný příjem na úhradu splátek.

5.2.6 Cenový index bydlení

Index bydlení byl vybrán jako méně známá a používaná veličina v ekonomických kruzích, která by ovšem v podmínkách České republiky mohla přinést zajímavé a nečekané výsledky v této práci. Cenový index bydlení, v zahraničí označovaný jako Housing price index, je v ČR sledován Českým statistickým úřadem pod názvem index cen nemovitostí (ČSÚ, 2014). Při zjišťování cen nemovitostí hrál hlavní úlohu zákon z roku 1997, o oceňování majetku (zákon č. 151/1997 Sb.). Podle tohoto zákona musí jednotlivé finanční úřady předávat ČSÚ veškeré ceny nemovitostí určené při oceňování, nebo ceny, sjednané při prodeji, uvedené v daňových přiznáních. Tyto údaje jsou pak rozčleněny na jednotlivé kraje, jsou zde údaje o jednotlivých druzích nemovitostí a i údaje členěné podle velikosti obce, v níž se nemovitost nachází.

V této práci je použit cenový index bydlení, přičemž index je stanoven tak, že stejné období minulého roku je základ (ČSÚ, 2014). Index je tedy podílem dvou jednotkových průměrných kupních cen ze dvou různých čtvrtletí po sobě následujících let. Jelikož vytváříme makroekonomickou analýzu, bereme data týkající se celé ČR a týkající se bytových nemovitostí, rodinných domů, bytových domů, garáží i stavebních pozemků. Jelikož data čerpají z daňových přiznání, mohou být údaje v čase mírně zpožděné, cca o jedno čtvrtletí.

Vývoj indexu za období mezi roky 2002 a 2016 je hlavně v posledních letech velmi konstantní. Do roku 2004 ceny nemovitostí meziročně vždy klesaly. To mohl být důsledek hospodářského propadu v těchto letech. Poté až do nástupu hospodářské krize v roce 2008 ceny meziročně rostly. V době krize pak následoval poměrně rychlý propad cen. V posledních šesti letech se pak podle tohoto indexu meziroční ceny vyvíjí konstantním tempem a hodnoty v grafu zůstávají téměř konstantní.



Obr. 14 Graf vývoje cenového indexu bydlení

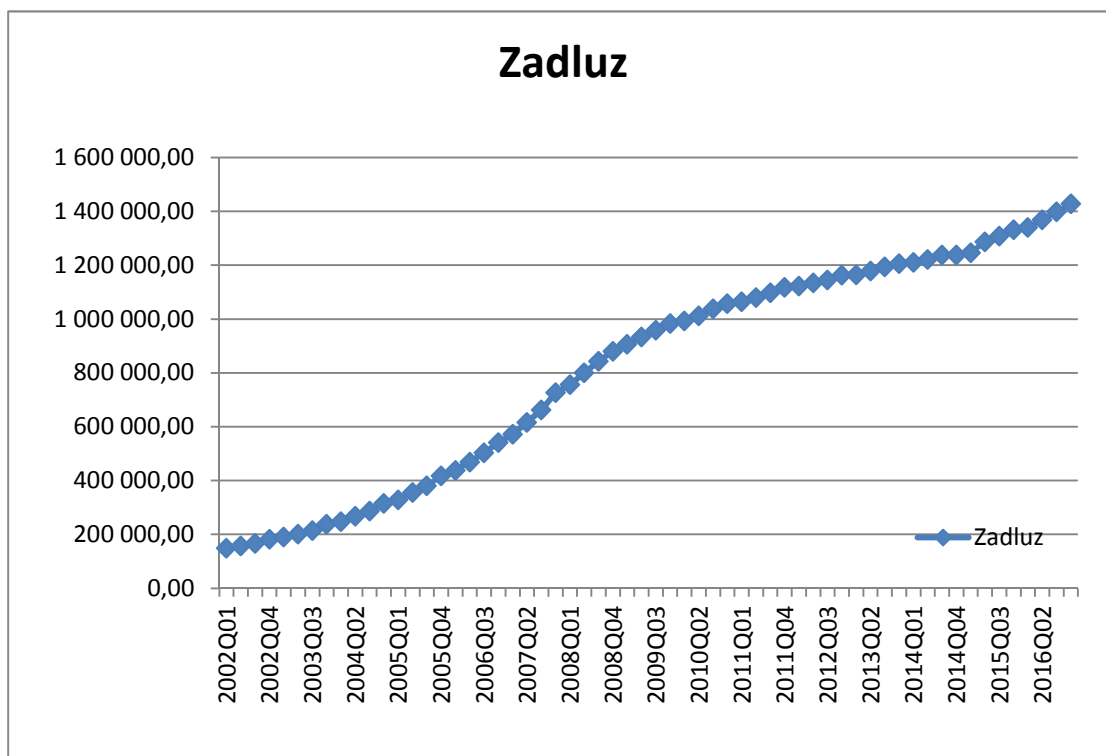
Vztah mezi vysvětlovanou proměnnou a cenovým indexem bydlení je zmíněn v ekonomické teorii jen okrajově. Jejich závislost by měla být negativní. Pokud totiž roste cena nemovitostí, měl by klesat podíl úvěrů v selhání, protože domácnosti mohou nemovitosti, které vlastní, použít jako zástavu pro své úvěry.

5.2.7 Zadluženost domácností

Tento ukazatel sleduje vývoj zadluženosti domácností v čase a je vyjádřen v milionech Kč. Udává tedy celkový objem úvěrů poskytnutých domácnostem. Tato data jsou získávána od roku 2002. ČNB je získává z výkazů měnové a bankovní statistiky a také z vlastních propočtů při vytváření konsolidovaných finančních rozvah měnových finančních institucí, mezi které patří jak centrální banka, tak komerční banky, fondy peněžního trhu a družstevní záložny (ČNB, 2015f). Těchto institucí je v současnosti přesně 60. Jedná se o instituce, které mají jako svou hlavní činnost přijímání vkladů, nebo prostředků podobných vkladům od jiných subjektů než finančních institucí a poskytování úvěrů nebo obchodování s cennými papíry na vlastní účet.

Ukazatel zadluženost domácností byl vytvořen pro účely této práce jako součet jednotlivých druhů úvěrů poskytnutých domácnostem z časových řad v databázi ARAD ČNB (ČNB, 2015g). Jednotlivé složky součtu jsou úvěry na spotřebu, úvěry na bydlení a ostatní úvěry. Jedná se o úvěry poskytnuté bankami a družstevními záložnami domácnostem a neziskové instituce sloužící domácnostem.

Podíváme-li se na graf vývoje zadluženosti domácností, je zde patrný poměrně rychle rostoucí trend. V žádném období se objem zadlužení nesnižoval. Tempo růstu se ale v průběhu sledovaného období několikrát změnilo. Mezi lety 2002 a 2005 bylo tempo růstu zadlužení celkem pomalé, tři roky před vypuknutím finanční krize ale došlo k jeho zvýšení. S nástupem krize v roce 2008 se křivka opět zplošťuje, což znamená zpomalení tempa zadlužování domácností. V posledních dvou letech již zadluženost opět roste rychlejším tempem.



Obr. 15 Graf vývoje zadluženosti domácností

Korelační vztah mezi objemem úvěrů v selhání a zadlužeností domácností by měl být dle literární rešerše pozitivní. Čím více se domácnosti zadlužují, tím více z těchto úvěrů může být ohrožených a posléze se zařadit do kategorie úvěrů v selhání.

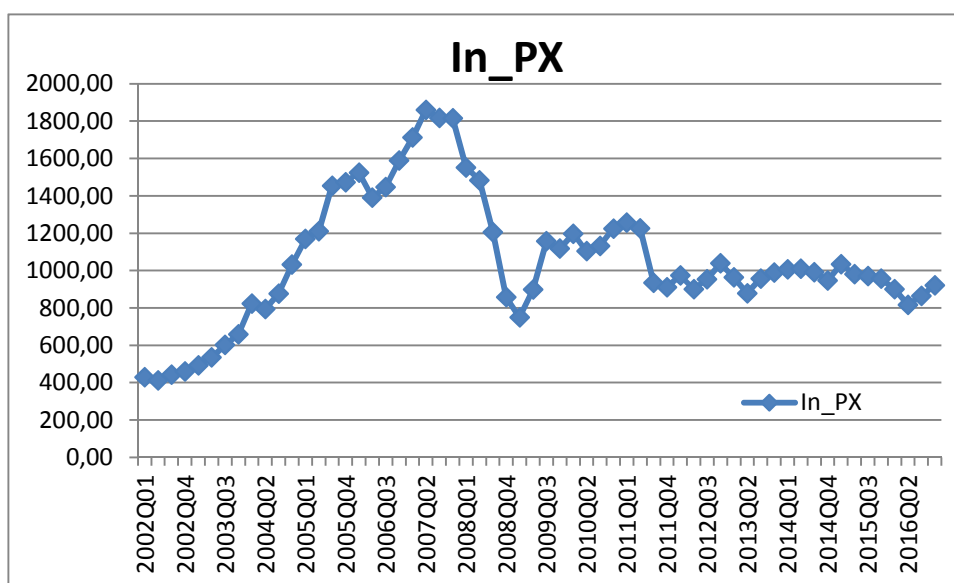
5.2.8 Index PX

Tato vysvětlující proměnná se objevuje v modelu týkajícím se nefinančních institucí. Jedná se o index Burzy cenných papírů Praha, a.s (Burza cenných papírů Praha, 2015b). Jde o hlavní akciový index v ČR. Index PX se začal zaznamenávat v roce 2006, ale spojitě navázal na předchozí index – PX 50, který obsahoval 50 emisí akciových titulů, a index PX-D, který obsahoval emise obchodovatelné v segmentu

SPAD (Systém pro podporu trhu akcií a dluhopisů, kde se obchoduje s cennými papíry vybraných významných podniků)(Burza cenných papírů Praha, 2015a). Od roku 2001 je pak počet bazických emisí v indexu proměnlivý.

Index PX je indexem cenovým, což znamená, že do něj nejsou započítávány dividendové výnosy. Pro jejich započítávání slouží index PX-TR. Výpočet indexu PX probíhá v reálném čase v obchodních hodinách pražské burzy, které jsou mezi 9:00 a 16:28 středoevropského času každý pracovní den (Burza cenných papírů Praha, 2015a). K přepočítávání hodnoty indexu dochází na základě každé změny kurzu emisí zařazených do báze indexu. Do báze patří od roku 2014 třináct nejvýznamnějších společností působících v ČR, mezi ně patří např. Erste Group Bank, ČEZ, Komerční banka, Vienna Insurance Group, O2 ČR, Stock atd (Burza cenných papírů Praha, 2015c). Jelikož jsou data získávána v reálném čase, bylo nutné pro účely této práce brát pouze data k poslednímu dni obchodování ve čtvrtletí.

Graf vývoje indexu PX má poměrně bouřlivý průběh. Nejnižších hodnot dosahoval na začátku námi sledovaného období, tedy v roce 2002. Od tohoto roku začal poměrně rychle růst a přes malý výkyv z roku 2005 vystoupal na svou nejvyšší hodnotu v posledním čtvrtletí roku 2007. V té době ale nastoupila celosvětová finanční krize a český index se propadl až na hodnotu z roku 2004. Po krátkém oživení v roce 2009 následoval téměř konstantní průběh až do roku 2011, kdy se index opět mírně propadl a od té doby se drží na konstantní úrovni kolem hodnot z roku 2005.



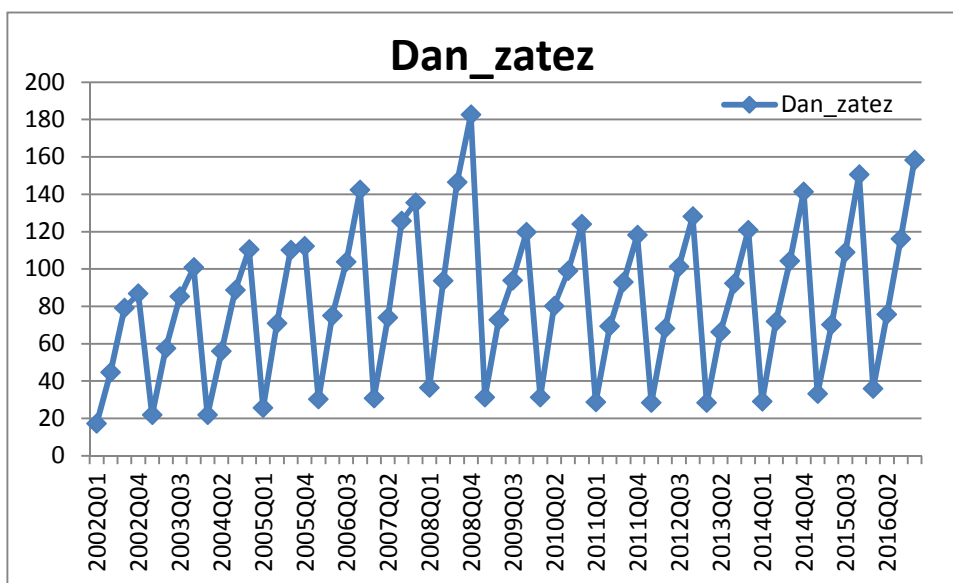
Obr. 16 Graf vývoje indexu PX

Vztah mezi indexem PX a vysvětlovanou proměnnou v modelu nefinančních podniků by měl být podle obecné teorie nepřímo úměrný. Pokles cen na akciovém trhu tedy pravděpodobně zvyšuje objem úvěrů v selhání. Tato úměra je ale více důležitá v zemích s rozvinutým akciovým trhem, mezi něž se ČR zatím zařadit příliš nemůže.

5.2.9 Daňová zátěž

Poslední proměnnou zařazenou do modelu týkajícího se nefinančních podniků je daňová zátěž. Pro tento ukazatel byla vybrána data shromažďovaná Ministerstvem financí ČR (dále MF) dostupná v databázi časových řad ČNB ARAD. V souboru těchto dat jsou zachyceny údaje vypovídající o celostátních daňových příjmech, a to jak z přímých, tak nepřímých daní, cel a mýtného a ostatních daní a poplatků (ČNB, 2015h). Data jsou získávána z účetních výkazů MF týkajících se státního rozpočtu, které jsou sestavovány na základě metodiky GFS (Vládní finanční statistiky, kterou vytvořil Mezinárodní měnový fond) (Ministerstvo financí ČR, 2013).

Data jsou v základu měsíční, pro tuto práci však byla přepočítána na čtvrtletní. Jsou uvedena v miliardách Kč. Jako nejvhodnější ukazatel byl vybrán objem daní z příjmu právnických osob. Soubor právnických osob totiž nejlépe vystihuje segment nefinančních podniků, k nimž je vztažena vysvětlovaná veličina a jedná se o daň přímou, která zohledňuje hlavně velikost příjmů poplatníka.



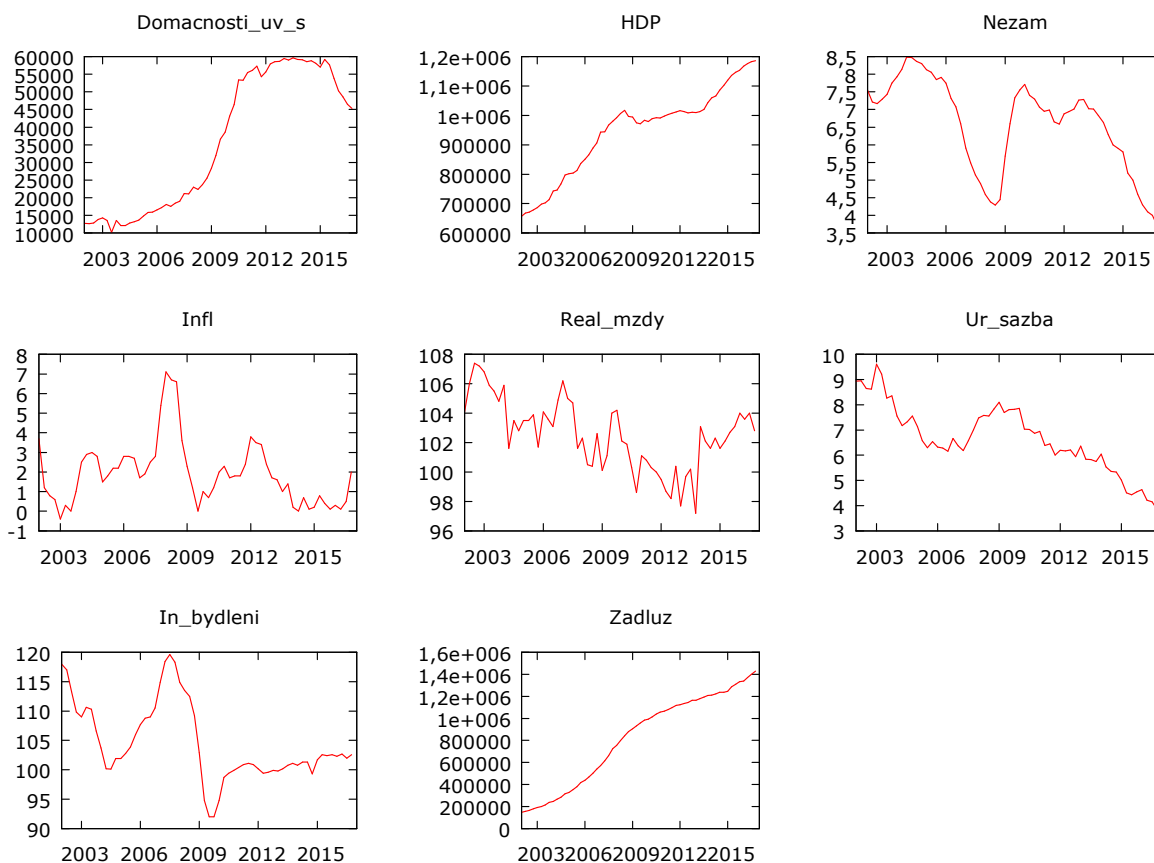
Obr. 17 Graf vývoje daňové zátěže

Vztah mezi velikostí daňové zátěže a objemem úvěrů v selhání nefinančních podniků by měl být podle všeobecné ekonomické teorie přímo úměrný. Čím větší je státem regulovaná daňová zátěž, tím více ze zisku podniky státu odvádějí a tím méně prostředků jim zůstává na splácení svých závazků. Tento vztah by teoreticky mohl být silnější v době krize, kdy se podniky snaží udržet na trhu snižováním svých ziskových marží, aby zůstaly konkurenceschopné.

6 Regresní analýzy

6.1 Modelování NPLs domácností

V této části práce se konečně dostáváme k modelování čtvrtletních dat získaných na území ČR mezi lety 2002 a 2016. Modelovat budeme metodou nejmenších čtverců v programu Gretl. Jelikož byly jako data použity časové řady, musíme nejprve zkontrolovat, zda můžeme modelovat neupravená data, nebo jestli je musíme opravit diferencováním, aby byla splněna podmínka stacionarity časových řad, kterou vyžaduje provádění modelací metodou nejmenších čtverců. K tomu nejdříve využijeme přehled X-Y diagramů vytvořený v Gretlu.



Obr. 18 X-Y diagramy proměnných použitých v modelu pro domácnosti

Z gafu vidíme, že většina časových řad je nestacionárních. Vykazují totiž téměř vždy viditelný trend, někde jsou patrné i sezónní vlivy a v čase rostoucí rozptyl (Hančlová, Tvrdý, 2003). Nyní si tyto domněnky potvrdíme testy jednotkových kořenů. K tomu využijeme Dickey-Fullerův test a KPSS test. U prvního z nich jsme

v Gretlu vyzkoušeli dvě varianty testu – s konstantou a s konstantou a trendem. Pokud by vyšla p-hodnota tohoto testu menší, než zvolená hladina α , je časová řada stacionární. Jako hodnotu α bereme v celé této práci 0,05, tedy 5 procentní hladinu významnosti. U KPSS testu o stacionaritě rozhoduje to, zda je testovací statistika nižší, než kritické hodnoty, u nichž nás opět nejvíce zajímá pětiprocentní hranice. Výsledky ukazuje následující tabulka.

Tab. 1 Testy stacionarity proměnných v modelu pro domácnosti

Proměnná	Dickey Fullerův test (p-hodnota)		KPSS test (Testovací statistika, kritické hodnoty 10,5,1 procent)			
Domacnosti_uv_s	0,4369	0,7107	0,197	0,121	0,149	0,214
HDP	0,5962	0,3061	0,261	0,121	0,149	0,214
Nezam	0,5076	0,2948	0,114	0,121	0,149	0,214
Infl	0,3035	0,48	0,162	0,121	0,149	0,214
Real_mzdy	0,0786	0,415	0,215	0,121	0,149	0,214
Ur_sazba	0,9751	0,1137	0,170	0,121	0,149	0,214
In_bydleni	0,3866	0,08037	0,084	0,121	0,149	0,214
Zadluz	0,786	0,0438	0,315	0,121	0,149	0,214

Z hodnot vidíme, že žádná z proměnných nevykázala stacionaritu, kterou by potvrdily oba testy najednou. Protože z grafů je patrný trend u skoro všech proměnných, přistoupíme k vytvoření prvních diferencí u všech časových řad. Takto upravená data již můžeme použít pro tvorbu modelu pomocí metody nejmenších čtverců. Výsledky vidíme v následujícím výstupu z programu Gretl.

Model 1: OLS, za použití pozorování 2002:2-2016:4 (T = 59)

Závisle proměnná: d_Domacnosti_

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	682,924	585,788	1,1658	0,24911	
d_HDP	-0,0484146	0,0286872	-1,6877	0,09758	*
d_Nezam	2350,14	1023,4	2,2964	0,02579	**
d_Infl	232,274	323,324	0,7184	0,47579	
d_Real_mzdy	111,548	163,59	0,6819	0,49840	
d_Ur_sazba	1144,23	727,318	1,5732	0,12185	
d_In_bydleni	204,407	147,901	1,3821	0,17298	
d_Zadluz	0,0285174	0,0205807	1,3856	0,17189	

Střední hodnota závisle proměnné	552,3153	Sm. odchylka závisle proměnné	1964,429
----------------------------------	----------	-------------------------------	----------

Součet čtverců reziduí	1,75e+08	Sm. chyba regrese	1853,790
Koeficient determinace	0,216948	Adjustovaný koeficient determinace	0,109470
F(7, 51)	2,018537	P-hodnota(F)	0,070595
Logaritmus věrohodnosti	-523,3931	Akaikovo kritérium	1062,786
Schwarzovo kritérium	1079,407	Hannan-Quinnovo kritérium	1069,274
rho (koeficient autokorelace)	0,229726	Durbin-Watsonova statistika	1,525928

U modelu je vždy nejdůležitější zjistit, zda správně vychází p-hodnota F-testu. Zde je vyšší, než námi zvolená hladina α , model tedy není statisticky významný, a navíc pouze dvě proměnné jsou statisticky významné podle p-hodnoty t-testu. Jelikož se však p-hodnota F-testu blíží naší zvolené hladině α , zkusíme z modelu odstranit nevýznamné proměnné a uvidíme, zda se situace zlepší. Postupně odstraňujeme proměnné v pořadí od nejvyšší p-hodnoty t-testu, tedy následovně: Reálné mzdy, Inflace, Index bydlení, Úroková sazba, HDP a nakonec Zadluženost. V Gretlu pak dostaneme následující model:

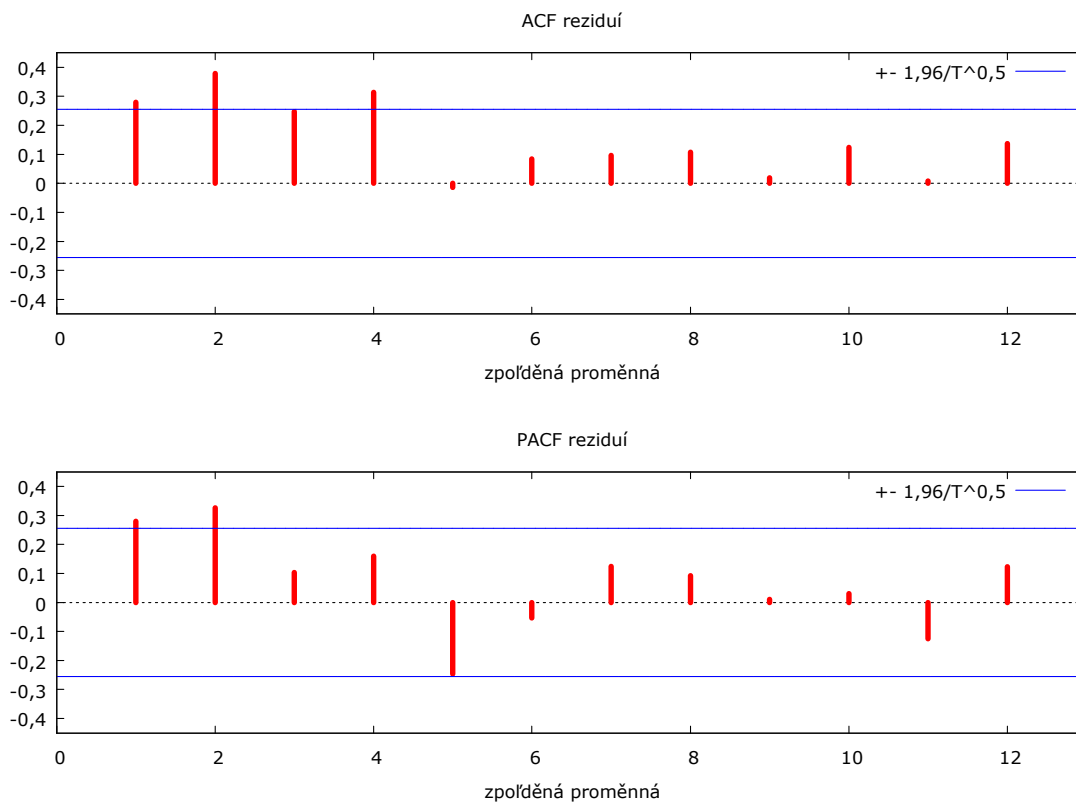
Model 2: OLS, za použití pozorování 2002:2-2016:4 (T = 59)

Závisle proměnná: d_Domacnosti_

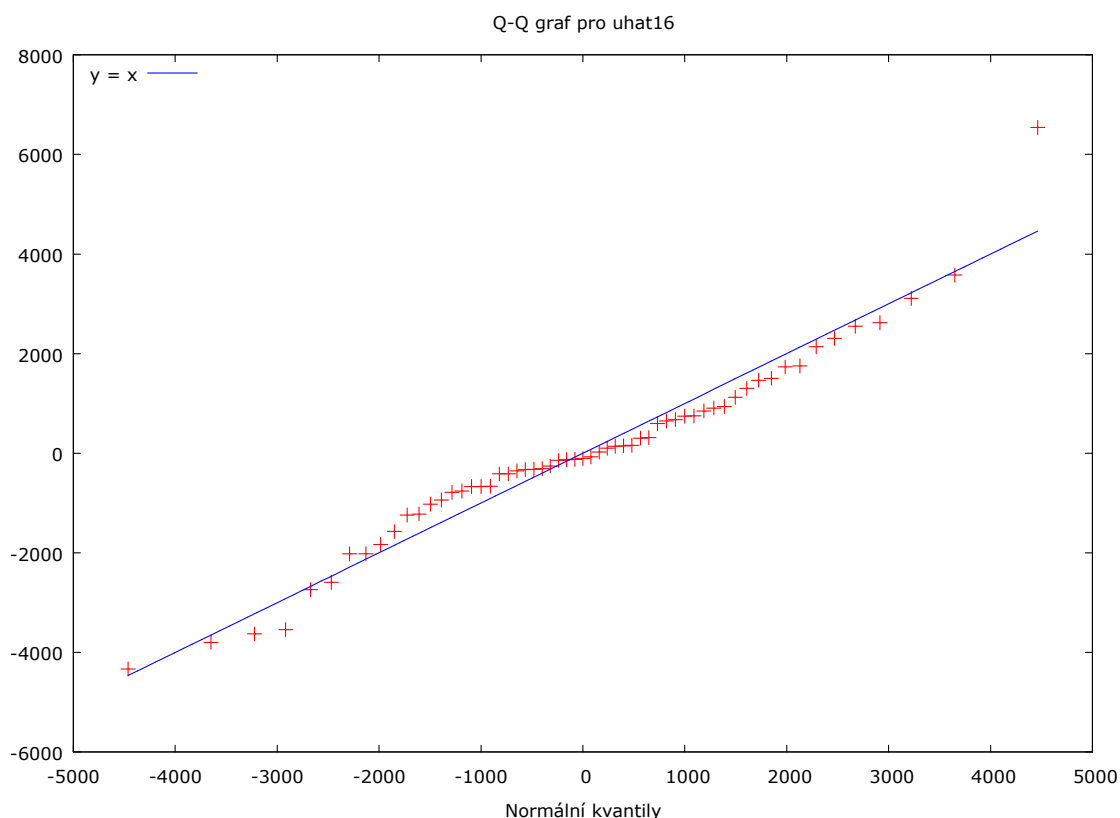
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	671,695	250,168	2,6850	0,00948	***
d_Nezam	1828,01	745,985	2,4505	0,01736	**
Střední hodnota závisle proměnné	552,3153	Sm. odchylka závisle proměnné		1964,429	
Součet čtverců reziduí	2,02e+08	Sm. chyba regrese		1884,792	
Koeficient determinace	0,095307	Adjustovaný koeficient determinace		0,079435	
F(1, 57)	6,004788	P-hodnota(F)		0,017360	
Logaritmus věrohodnosti	-527,6528	Akaikovo kritérium		1059,306	
Schwarzovo kritérium	1063,461	Hannan-Quinnovo kritérium		1060,928	
rho (koeficient autokorelace)	0,281689	Durbin-Watsonova statistika		1,433220	

Z výsledků vidíme, že p-hodnota F-testu nám nyní potvrzuje statistickou významnost modelu, další ukazatele však vyvrací kvalitu modelu. V první řadě podle koeficientu determinace a jeho adjustované varianty vidíme, že proměnná Nezaměstnanost vysvětluje pouze malou část modelu, 9,5 resp. 7,9 procent ze závislosti. Správnost postupu nám naopak potvrzuje to, že klesla informační kritéria (Akaiko-

vo, Hannah-Quinnovo a Schwarzovo) a model je správně specifikován, což nám potvrdily hodnoty RESET testů a testů linearity. Vznikl nám ale problém v podobě normality rozdělení reziduí chybového členu a opět se projevila i autokorelace, jak dokazují následující grafy. V grafu ACF a PACF autokorelaci prokazují červené sloupce přesahující modrou linii a v Q-Q grafu vidíme vpravo nahoře jednu hodnotu, která se výrazně odchyľuje od přímky trendu.



Obr. 19 Grafy ACF a PACF reziduí pro Model 2



Obr. 20 Q-Q graf pro Model 2

Kvůli těmto problematickým porušením klasických předpokladů lineárního regresního modelu se vrátíme k problému nestacionarity námi zvolených časových řad a vyzkoušíme jinou úpravu dat. Program Gretl jako alternativní úpravu proměnných umožňuje sezónní diferenciaci dat. Jde o úpravu, kdy je diferenciaci provedena mezi okamžiky vzdálenými o násobek délky periody (Hančlová, Tvrdý, 2003). Jelikož máme čtvrtletní časové řady, jsou difference spočítány jako rozdíly mezi čtvrtletími jednotlivých let. Data jsou tak zbavena případných zbylých sezónních vlivů, čímž by měl být odstraněn problém nestacionarity a s tím související nepravé regrese v modelu. Po provedení těchto úprav získáváme následující model:

Model 3: OLS, za použití pozorování 2003:1-2016:4 (T = 56)
 Závisle proměnná: sd_Domacnosti

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	1848,31	1957,43	0,9443	0,34977	
sd_HDP	-0,0423863	0,0316085	-1,3410	0,18624	
sd_Nezam	4981,24	1182,6	4,2121	0,00011	***
sd_Infl	-100,309	415,587	-0,2414	0,81030	
sd_Real_mzdy	-234,012	329,932	-0,7093	0,48159	

sd_Ur_sazba	1028,06	1241,17	0,8283	0,41160	
sd_In_bydleni	646,525	149,582	4,3222	0,00008	***
sd_Zadluz	0,0479973	0,0180097	2,6651	0,01045	**
Střední hodnota závisle proměnné	2474,446	Sm. odchylka závisle proměnné		5848,025	
Součet čtverců reziduí	8,60e+08	Sm. chyba regrese		4233,198	
Koeficient determinace	0,542704	Adjustovaný koeficient determinace		0,476015	
F(7, 48)	8,137840	P-hodnota(F)		1,67e-06	
Logaritmus věrohodnosti	-542,7843	Akaikovo kritérium		1101,569	
Schwarzovo kritérium	1117,771	Hannan-Quinnovo kritérium		1107,850	
rho (koeficient autokorelace)	0,759361	Durbin-Watsonova statistika		0,494119	

V tomto modelu vychází hned zpočátku p-hodnota F-testu menší, než hladina α a tím pádem můžeme model považovat za statisticky významný. P-hodnoty t-testů jednotlivých proměnných pak odhalují tři významné časové řady (Nezaměstnanost, Index bydlení a Zadluženost). Testy linearity nám však odhalují, že v případě varianty druhých mocnin nám p-hodnota testu vyšla nižší, než hladina α , což naznačuje špatnou specifikaci funkční formy. Tuto hypotézu potvrzují i všechny varianty Ramseyho RESET testu, kde opět vychází nižší p-hodnoty, než je hladina α . Z dalších testů pak odhalujeme ještě problém autokorelace, kterou nám potvrdil graf ACF a PACF. Model se proto pokusíme zpřesnit odstraněním všech nevýznamných proměnných. Ty odstraníme v pořadí Inlace, Reálné mzdy a Úroková sazba. Ve výsledném modelu nám pak zůstane ještě jedna problematická proměnná, a to HDP. Ta je totiž významná pouze na desetiprocentní hladině α . Tento problém však dočasně pomineme a zjistíme, zda se nám nezlepšily testy specifikace modelu. Viz následující výstup z programu Gretl.

Model 4: OLS, za použití pozorování 2003:1-2016:4 (T = 56)

Závisle proměnná: sd_Domacnosti

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	977,11	1508,8	0,6476	0,52014	
sd_HDP	-0,0548212	0,0276902	-1,9798	0,05313	*
sd_Nezam	4680,56	1048,84	4,4626	0,00004	***
sd_In_bydleni	606,117	136,286	4,4474	0,00005	***
sd_Zadluz	0,0586796	0,0140631	4,1726	0,00012	***
Střední hodnota závisle proměnné	2474,446	Sm. odchylka závisle proměnné		5848,025	
Součet čtverců reziduí	8,83e+08	Sm. chyba regrese		4159,805	
Koeficient determinace	0,530825	Adjustovaný koeficient		0,494027	

F(4, 51)	14,42535	determinace	
Logaritmus věrohodnosti	-543,5023	P-hodnota(F)	6,05e-08
Schwarzovo kritérium	1107,131	Akaikovo kritérium	1097,005
		Hannan-Quinnovo kritérium	1100,931
rho (koeficient autokorelace)	0,782643	Durbin-Watsonova statistika	0,450199

P-hodnota F-testu nám ukazuje, že model je statisticky významný. Správné specifikace modelu jsme však stále nedosáhli u dvou ze tří variant Ramseyho RESET testu, i když výsledky testu linearity pro variantu druhých mocnin již nám správnou specifikaci potvrzují. Správnost postupu nám ovšem dokládají výsledky v případě koeficientu determinace. Klasický koeficient sice klesnul, ale adjustovaná verze při odebrání proměnných zvyšuje svoji hodnotu. Informační kritéria svým poklesem také naznačují správnost počínání při odebrání nevýznamných proměnných. V modelu se ovšem stále vyskytuje autokorelace, potvrzená grafy ACF a PACF. Proto jako následující logický krok vyloučíme proměnnou HDP. Výsledný model vypadá takto:

Model 5: OLS, za použití pozorování 2003:1-2016:4 (T = 56)
 Závisle proměnná: sd_Domacnosti

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	-582,391	1322,49	-0,4404	0,66149	
sd_Nezam	5906,03	870,161	6,7873	<0,00001	***
sd_In_bydleni	632,249	139,402	4,5354	0,00003	***
sd_Zadluz	0,0572342	0,014433	3,9655	0,00022	***
Střední hodnota závisle proměnné	2474,446	Sm. odchylka závisle proměnné		5848,025	
Součet čtverců reziduí	9,50e+08	Sm. chyba regrese		4274,990	
Koeficient determinace	0,494766	Adjustovaný koeficient determinace		0,465618	
F(3, 52)	16,97421	P-hodnota(F)		8,17e-08	
Logaritmus věrohodnosti	-545,5756	Akaikovo kritérium		1099,151	
Schwarzovo kritérium	1107,253	Hannan-Quinnovo kritérium		1102,292	
rho (koeficient autokorelace)	0,751932	Durbin-Watsonova statistika		0,490891	

Tento model je statisticky významný, jak dokazuje p-hodnota F-testu. Zbyly nám zde tři významné proměnné – Nezaměstnanost, Index bydlení a Zadluženost, což potvrzují p-hodnoty t-testů. Podíváme-li se na koeficient determinace, ten nám říká, že vliv těchto proměnných vysvětluje téměř 49,5% modelu. Adjustovaný koeficient determinace, který bere do úvahy i počet proměnných v modelu, vyšel

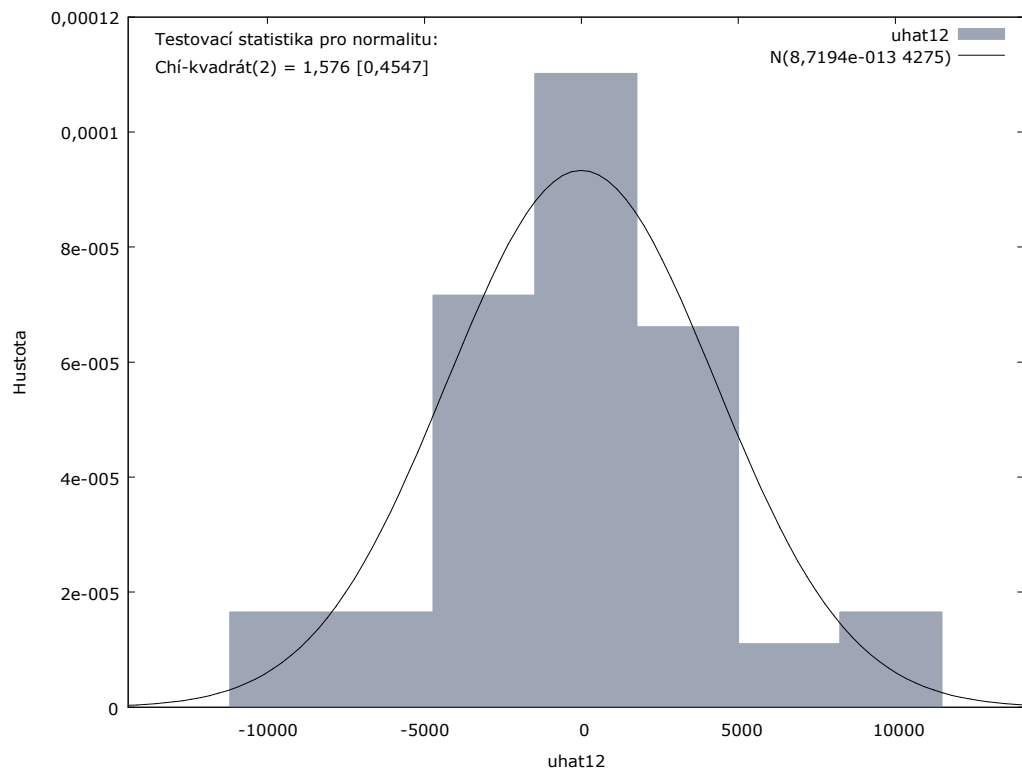
zhruba o tři procenta nižší, i tak to ale v ekonometrické praxi není nejhorší výsledek a blízkost těchto výsledků potvrzuje, že v modelu nejsou proměnné navíc. Správný postup při odstraňování proměnných nám ale nepotvrdil pokles informačních kritérií, která naopak po odstranění proměnné HDP mírně vzrostla. Nyní se prostřednictvím dalších testů zaměříme na další problémy, které mohou v modelech časových řad nastat.

Již zmiňované Ramsayho RESET testy nám konečně potvrdily správnou specifikaci modelu, a to ve všech variantách (přidané druhé a třetí mocniny, druhé mocniny, třetí mocniny závislé proměnné do modelu), jelikož p-hodnoty byly vyšší než námi zvolená hladina významnosti α . Správnou specifikaci ovšem opět nepotvrdily testy nelinearity (druhé mocniny vyšly nižší, než hladina významnosti α), které tak s jistotou neurčily, že hypotéza o lineárním vztahu mezi proměnnými v modelu platí.

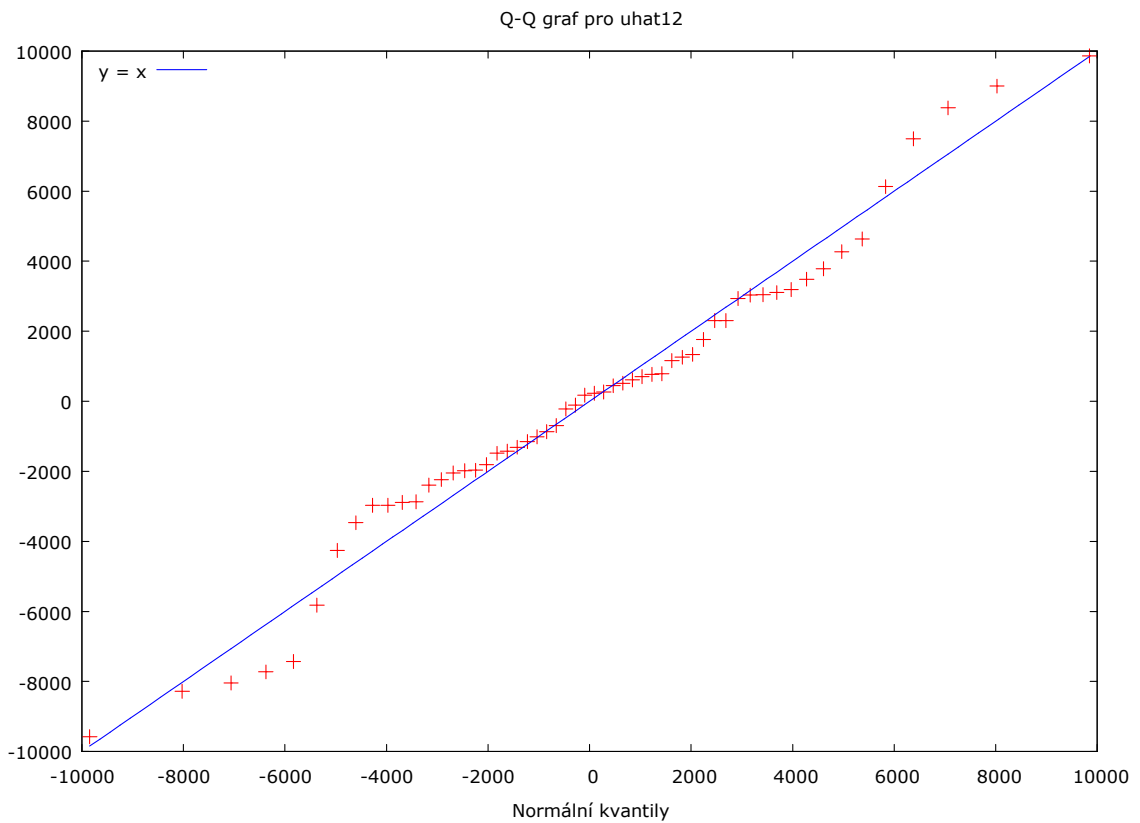
Je nutné prozkoumat problematiku multikolinearity, která ohrožuje VI. Klasický předpoklad uvedený v kapitole Metodika. Prostřednictvím testů VIF faktorů, které se pohybují v rozmezí od 1 do 10, jsme zjistili, že kolinearita se v modelu nevyskytuje. Žádná proměnná tedy není perfektní lineární kombinací ostatních.

Co se týče heteroskedasticity, použili jsme Whiteův a Breusch-Paganův test. U obou vyšla p-hodnota vždy vyšší, než námi zvolená hladina α . V. klasický předpoklad tedy nebyl porušen a heteroskedasticita se v modelu nevyskytuje.

Normalita rozdělení chybového členu, tedy VII. Klasický předpoklad, také nebyl porušen, protože podle Chí-kvadrát testu dobré shody je p-hodnota testu vyšší, než hladina α . Tuto skutečnost můžeme vidět i z grafů – v histogramu se jedná o to, že sloupce víceméně kopírují tvar zobrazené křivky, i když předposlední sloupec je nižší, než poslední. U Q-Q plotu pak body oscilují kolem přímky a ani na krajích se od ní moc nevzdalují. Viz následující grafy.

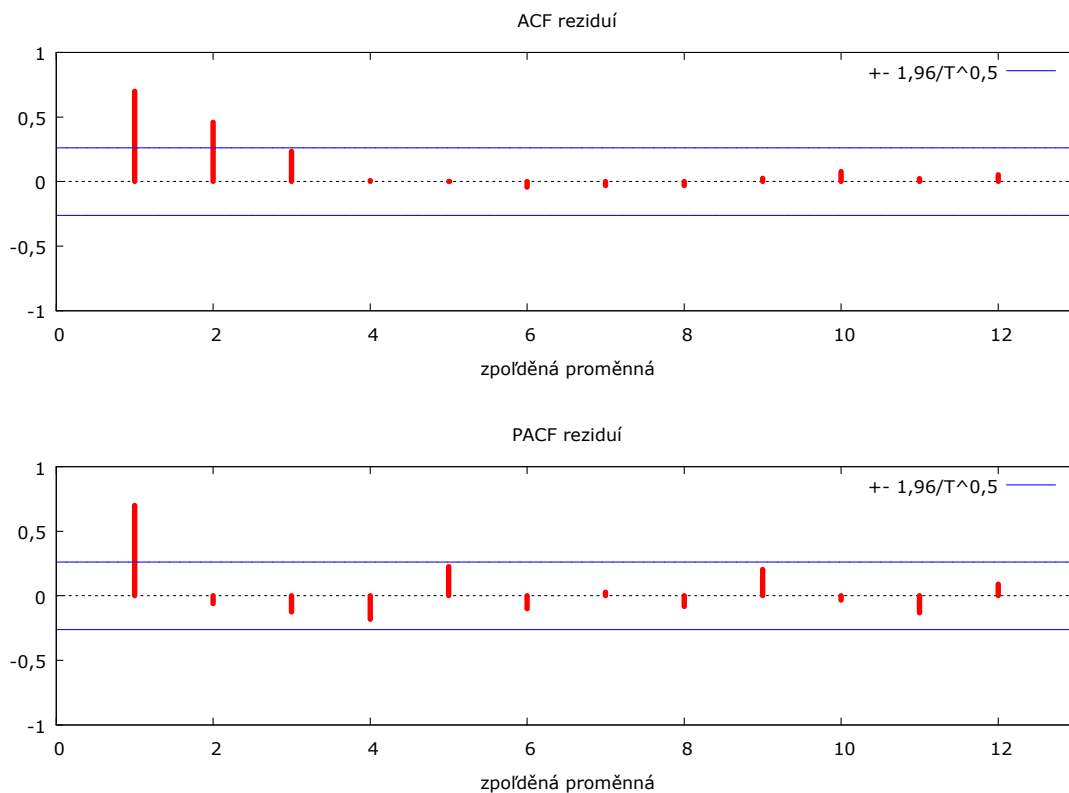


Obr. 21 Histogram normality rozdělení reziduí chybového členu pro Model 5



Obr. 22 Q-Q graf pro Model 5

V modelu přetrvál problém autokorelace. Breusch-Godfreyův i Ljung-Boxův test svojí p-hodnotou, která je nižší, než pětiprocentní hladina významnosti α potvrzují její výskyt. Durbin-Watsonova statistika dokazuje, že se pravděpodobně jedná o autokorelaci prvního řádu. Podíváme-li se také na graf ACF a PACF, je jasné, že se v modelu vyskytuje autokorelace prvního řádu, a pravděpodobně také druhého.

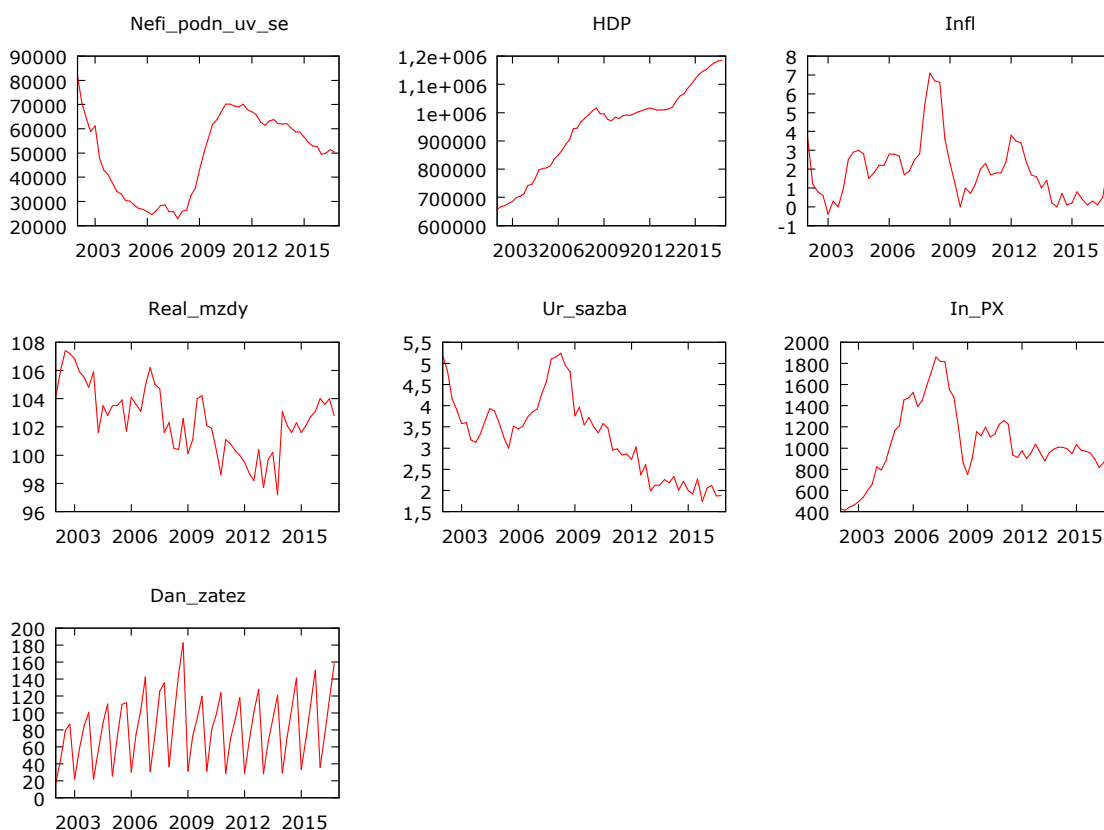


Obr. 23 Grafy ACF a PACF reziduí pro Model 5

Jelikož jsme na začátku modelování řešili problém nestacionarity časových řad, je dobré nakonec si výsledný model ověřit testem kointegrace, abychom odhalili případný problém falešné regrese. Rezidua modelu tedy podrobíme Rozšířenému Dickey-Fullerovu testu. P-hodnoty testů bohužel vyšly vyšší, než námi stanovená hladina významnosti α , což značí, že se v modelu vyskytuje falešná regrese a rovnice modelu by měla být změněna.

6.2 Modelování NPLs nefinančních podniků

Jako druhou část empirické analýzy budeme modelovat vztah mezi vývojem úvěrů v selhání nefinančních podniků a makroekonomických veličin. Rozsah časových řad je shodný jako v předchozím modelu (rok 2002 až 2016) a některé proměnné jsou stejné. Prvním krokem tedy opět bude zjišťování, zda jde o stacionární časové řady. U některých veličin, použitých v předchozím modelu, už víme o tom, že jde o časové řady nestacionární. Nyní se podíváme na X-Y diagramy a posoudíme stacionaritu u dalších proměnných.



Obr. 24 X-Y diagramy proměnných použitých v modelu pro nefinanční podniky

Z grafu vidíme, že většina časových řad je nestacionárních. Je přesto potřeba vše potvrdit dalšími testy. K tomu opět použijeme Dickey-Fullerův a KPSS test. Výsledky vidíme v následující tabulce.

Tab. 2 Testy stacionarity proměnných u modelu pro nefinanční podniky

Proměnná	Dickey Fullerův test (p-hodnota)		KPSS test (Testovací statistika, kritické hodnoty 10,5,1 procent)			
Nefin_podniky_uv_s	0,007894	0,004523	0,193	0,121	0,149	0,214
HDP	0,5962	0,3061	0,261	0,121	0,149	0,214
Infl	0,3035	0,48	0,162	0,121	0,149	0,214
Real_mzdy	0,0786	0,415	0,215	0,121	0,149	0,214
Ur_sazba	0,6775	0,4479	0,215888	0,121	0,149	0,214
In_PX	0,1321	0,3889	0,247074	0,121	0,149	0,214
Dan_zatez	0,1246	0,3256	0,21193	0,121	0,149	0,214

Je jasné, že náš předpoklad o nestacionaritě časových řad se potvrdil. Pokud budeme brát stejné měřítko, jako u modelu s domácnostmi, první diferenci provedeme u všech proměnných, protože ani u jedné proměnné nevyšly oba testy shodně tak, aby vyloučily nestacionaritu. Model s diferencovanými vstupy pak bude vypadat následovně:

Model 1: OLS, za použití pozorování 2002:2-2016:4 (T = 59)

Závisle proměnná: d_Nefi_podn_u

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	436,205	692,248	0,6301	0,53137	
d_HDP	-0,0926749	0,0519188	-1,7850	0,08009	*
d_Infl	-155,464	625,315	-0,2486	0,80464	
d_Real_mzdy	57,8021	313,202	0,1846	0,85430	
d_Ur_sazba	1172,16	1760,19	0,6659	0,50840	
d_In_PX	-5,3156	4,15709	-1,2787	0,20669	
d_Dan_zatez	-13,1324	8,84848	-1,4841	0,14381	
Střední hodnota závisle proměnné	-533,2983	Sm. odchylka závisle proměnné		3648,876	
Součet čtverců reziduí	6,74e+08	Sm. chyba regrese		3601,458	
Koeficient determinace	0,126599	Adjustovaný koeficient determinace		0,025822	
F(6, 52)	1,256226	P-hodnota(F)		0,293728	
Logaritmus věrohodnosti	-563,1483	Akaikovo kritérium		1140,297	
Schwarzovo kritérium	1154,839	Hannan-Quinnovo kritérium		1145,973	
rho (koeficient autokorelace)	0,363686	Durbin-Watsonova statistika		1,109143	

Zde vidíme hned několik problémů. Zaprvé je model statisticky nevýznamný, jak dokazuje p-hodnota F-testu. Ani jedna z proměnných pak podle p-hodnoty t-testu není významná na námi požadované pětiprocentní hladině významnosti α . Hodnoty koeficientů determinace jsou od sebe poměrně dost vzdáleny, což poukazuje na chybějící vysvětlující proměnnou. Dále lze z hodnot odvodit, že model není vysvětlen ani z desetininy použitými vysvětlujícími proměnnými. Jakmile začneme postupně odstraňovat nevýznamné proměnné od nejvyšší p-hodnoty t-testů, model začne být statisticky významný, ale pouze na desetiprocentní hladině významnosti. Klesají i informační kritéria, což naznačuje správný postup modelování. Problémem je ovšem klesající koeficient determinace a hlavně to, že jakmile nám v modelu zůstanou jen dvě proměnné, HDP a Daňová zátěž, kterou musíme nakonec odstranit z důvodu nevýznamnosti, stane se nevýznamnou i poslední proměnná HDP. Model je tedy nepoužitelný a je potřeba zvolit jiné řešení odstranění nestacionarity časových řad. Proto použijeme sezónní difference, jako jsme to udělali u modelu pro domácnosti. Následuje výstup z programu Gretl.

Model 2: OLS, za použití pozorování 2003:1-2016:4 (T = 56)
Závisle proměnná: sd_Nefi_podn_

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	9469,69	2544,74	3,7213	0,00051	***
sd_HDP	-0,225908	0,0580203	-3,8936	0,00030	***
sd_Infl	-2150,04	883,03	-2,4348	0,01859	**
sd_Real_mzdy	67,4677	613,681	0,1099	0,91291	
sd_Ur_sazba	11607	2794,35	4,1537	0,00013	***
sd_In_PX	-6,99881	3,97254	-1,7618	0,08434	*
sd_Dan_zatez	-128,269	81,6361	-1,5712	0,12257	
Střední hodnota závisle proměnné	-1320,666	Sm. odchylka závisle proměnné		10883,19	
Součet čtverců reziduí	3,06e+09	Sm. chyba regrese		7897,188	
Koeficient determinace	0,530900	Adjustovaný koeficient determinace		0,473459	
F(6, 49)	9,242549	P-hodnota(F)		9,01e-07	
Logaritmus věrohodnosti	-578,2804	Akaikovo kritérium		1170,561	
Schwarzovo kritérium	1184,738	Hannan-Quinnovo kritérium		1176,057	
rho (koeficient autokorelace)	0,645511	Durbin-Watsonova statistika		0,656171	

Tento model je podle p-hodnoty F-testu statisticky významný a obsahuje i více významných proměnných. Podle Ramsayho RESET testu je model i správně specifikován. Koeficient determinace se také příliš nevzdaluje od adjustované varianty a pohybuje se kolem padesáti procent, což je uspokojivá hodnota. Z modelu budeme

postupně odstraňovat nevýznamné proměnné, v pořadí Reálné mzdy, Daňová zátěž a Index PX. Výsledný model následuje níže:

Model 3: OLS, za použití pozorování 2003:1-2016:4 (T = 56)

Závisle proměnná: sd_Nefi_podn_

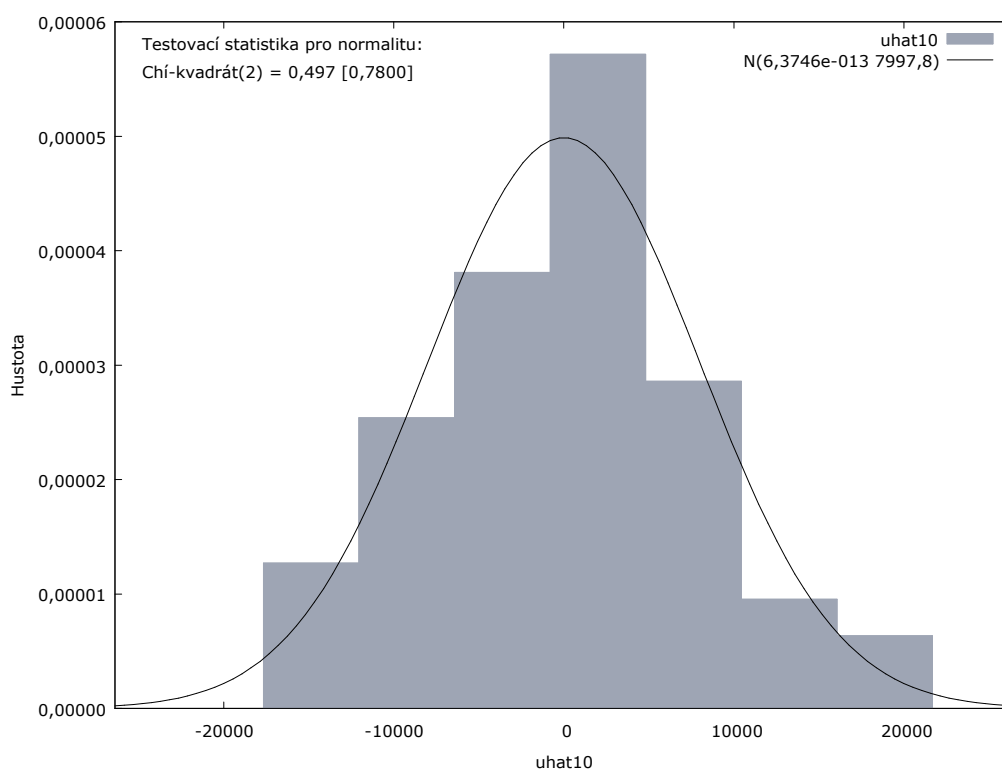
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	11269,1	2375,27	4,7443	0,00002	***
sd_HDP	-0,286607	0,0495436	-5,7850	<0,00001	***
sd_Infl	-2460,46	659,327	-3,7318	0,00047	***
sd_Ur_sazba	12729	2738,41	4,6483	0,00002	***
Střední hodnota závisle proměnné	-1320,666	Sm. odchylka závisle proměnné		10883,19	
Součet čtverců reziduí	3,33e+09	Sm. chyba regrese		7997,814	
Koeficient determinace	0,489412	Adjustovaný koeficient determinace		0,459955	
F(3, 52)	16,61447	P-hodnota(F)		1,07e-07	
Logaritmus věrohodnosti	-580,6533	Akaikovo kritérium		1169,307	
Schwarzovo kritérium	1177,408	Hannan-Quinnovo kritérium		1172,447	
rho (koeficient autokorelace)	0,596187	Durbin-Watsonova statistika		0,756486	

Model zůstal statisticky významný, RESET testy potvrdily i správnou specifikaci. Zbylé významné vysvětlující proměnné jsou tři, HDP, Inflace a Úroková sazba. Koeficienty determinace však mírně klesly a kromě Schwarzova mírně vzrostly i informační kritéria. Nyní u modelu ověříme, zda splňuje klasické předpoklady lineárního regresního modelu.

Podle testů nelinearity nám vychází, že model je lineární v parametrech, protože p-hodnota u testu nelinearity ve variantě druhých mocnin vychází vyšší, než hladina významnosti α . Varianta s logaritmy nelze na námi použitých datech provést, protože některé hodnoty z proměnné Inflace nelze zlogaritmovat.

Dalším provedeným testem byl výpočet VIF faktorů, který má vyvrátit multikolinearitu. Hodnoty těchto faktorů pro jednotlivé proměnné se však pohybují kolem hodnoty 2, proto byla multikolinearita vyloučena.

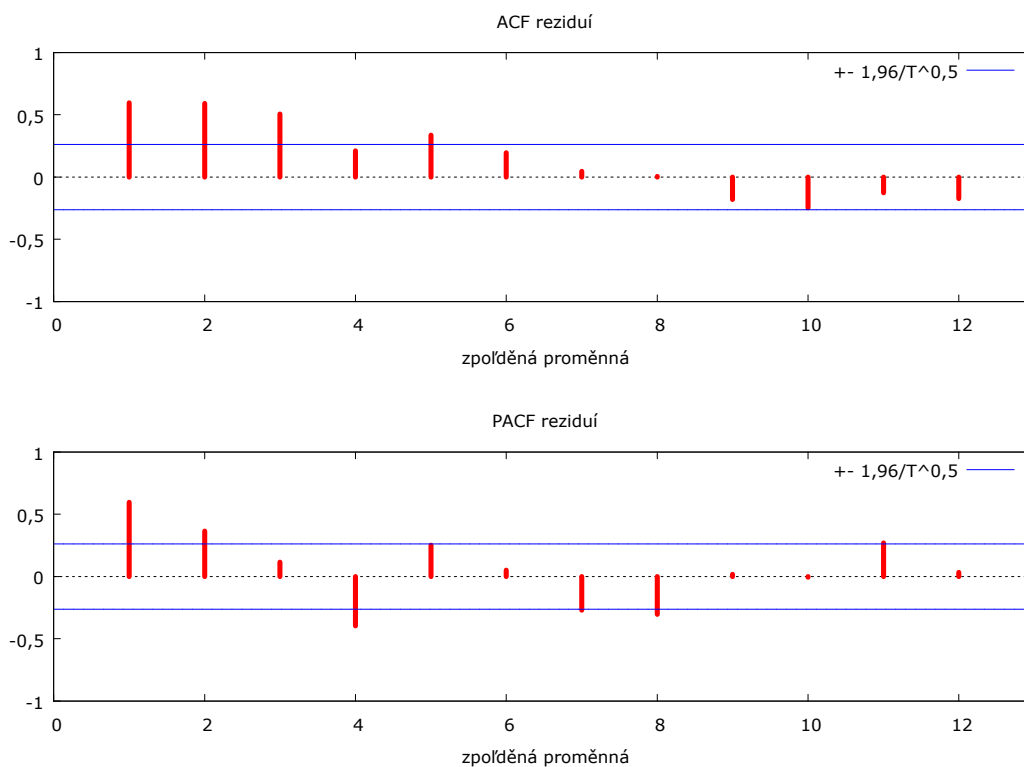
Podle Chí kvadrát testu dobré shody jsou rezidua v modelu normálně rozdělena. To potvrdila p-hodnota tohoto testu, která je opět vyšší, než hladina α . Jako ověření je na následujícím obrázku histogram, který prostřednictvím sloupců kopírujících tvar křivky potvrzuje normalitu rozdělení chybového členu.



Obr. 25 Histogram normality rozdělení reziduí chybového členu pro Model 3

Problém nastává u testování heteroskedasticity v modelu. Whiteův test ji vyvrací, ovšem u Breusch-Paganova testu se p-hodnota pohybuje mírně pod námi stanovenou pětiprocentní hladinou významnosti α . V modelu se tedy může vyskytovat heteroskedasticita.

Další potíže představuje výskyt autokorelace v modelu. Tu potvrdily velmi nízké p-hodnoty u Breusch-Godfreyova a Ljung-Boxova testu. P-hodnota pro Durbin-Watsonův test pak také vyšla nižší, než hladina významnosti α , je tedy zjištěn výskyt autokorelace prvního i vyšších řádů. To potvrzuje i následující ACF a PACF graf.



Obr. 26 Grafy ACF a PACF reziduí pro Model 3

Jako poslední krok byla provedena analýza kointegrace časových řad, protože na začátku testování byla prokázána jejich nestacionarita. Rezidua výsledného modelu byla tedy testována na přítomnost jednotkového kořene rozšířeným Dickey-Fullerovým testem. Ve variantě pouze s konstantou vyšla p-hodnota nižší, než hladina významnosti α a tím bylo potvrzeno, že časové řady jsou kointegrované a model tedy z tohoto pohledu nevykazuje falešnou regresi.

7 Diskuze

Tato práce postupně představila dva ekonometrické modely. První z nich, model, který se zabýval vztahem mezi na základě literatury vybranými makroekonomickými faktory a úvěry v selhání domácností, měl následující výsledky. Po stacionarizaci dat a odebrání nevýznamných proměnných jsme dosáhli u modelu této rovnice:

$$sd_Domácnosti_uv_selh = - 582,39 + 5906,03*sd_Nezaměstnanost + 632,25*sd_In_bydlení + 0,057*sd_Zadluženost$$

Tato rovnice nám ukazuje, že vysvětlovaná proměnná, tedy úvěry v selhání domácností, závisí na třech dalších proměnných: Nezaměstnanosti, Indexu bydlení a Zadluženosti, z nichž všechny jsou sezónními diferencemi použitých proměnných (Nezaměstnanost, Index bydlení a Zadluženost). Co se týče očekávaných znamének, u Nezaměstnanosti se vztah potvrzuje. Platí tedy, že s rostoucí nezaměstnaností klesá příjem domácností a tím pádem dochází k jejich platební neschopnosti, což nutí banky přesunovat část úvěrů do kategorie pohledávek se selháním dlužníka. Při růstu indexu bydlení dochází podle modelu k růstu objemu úvěrů v selhání, což nepotvrzuje očekávané znaménko. Index bydlení má mít podle ekonomické teorie spíše záporné znaménko, které představuje negativní vztah. Roste-li index cen nemovitostí, roste i jejich cena, což znamená, že domácnosti zvyšují své bohatství, které mohou v případě nouze použít jako zástavu pro úvěr, a tím pádem se množství úvěrů v selhání snižuje. Tento předpoklad se tedy nepotvrdil a model je tedy buď špatně vytvořený, nebo české domácnosti nevnímají svoje nemovitosti jako použitelnou zástavu pro zmírnění dopadů jejich platební neschopnosti. Kladný koeficient nám vyšel také u poslední proměnné, Zadluženosti, tzn. čím větší zadluženost, tím větší bude objem úvěrů v selhání, takže se potvrzuje předpoklad o očekávaném znaménku.

Částečné potvrzení těchto očekávaných znamének je sice pozitivní, nicméně musíme pochybovat o kvalitě modelu, protože u něj byly porušeny některé klasické předpoklady lineárního regresního modelu. Výrazným problémem je výsledek testu nelinearity ve variantě druhých mocnin. Ten naznačuje, že mezi proměnnými v modelu se nemusí vyskytovat lineární vztah a model tedy nemusí být lineární v parametrech.

Další nesplněný předpoklad se týká výskytu autokorelace. Durbin-Watsonův test potvrdily přítomnost autokorelace prvního řádu, Ljung-Boxův a Breusch-Godfreyův test pak ukazují na přítomnost autokorelace i vyšších řádů. Vše je potvrzeno grafem ACF a PACF, kde první dva sloupcečky přesahují povolenou hranici. To znamená, že je v modelu problém s náhodnou složkou, která při autokorelaci závisí na svých minulých hodnotách v čase. V tomto konkrétním modelu může jít o vyjádření problému nesprávné nebo nedostatečné diferenciaci proměnných, stejně tak jako o výběru chybné specifikace modelu.

V modelu jsme pak testováním reziduální složky pomocí Rozšířeného Dickey-Fullerova testu odhalili právě problém s podmínkou kointegrace časových řad. Pokud jsou řady nestacionární a není provedena správná diferenciací dat, projeví se to právě vyšší p-hodnotou, než je hladina významnosti α v testu. Časové řady tedy nejsou kointegrované, takže v modelu se vyskytuje falešný regresní vztah a rovnice není správně vytvořena.

Model pro domácnosti je tedy jistě nevhodný a nevysvětluje dostatečně závislosti mezi úvěry v selhání a makroekonomickými veličinami. Koefficient determinace vychází pouze necelých 45 procent, což znamená, že ještě některé proměnné v modelu chybí. Pro další výzkumy by bylo potřeba zařadit např. proměnnou týkající se měnového kurzu, která na základě dvou studií (Melecký, Melecký a Šulgánová, 2014 a Beck, Jakubík a Piloiu, 2013) uvedených v literární rešerši patrně ovlivňuje vývoj NPL's v České republice. Dalším doporučením je použití jiné funkční formy modelu, případně zcela jiné statistické metody pro zjišťování závislostí, než metoda nejmenších čtverců, např. ARIMA, SARIMA modely. Pokud jde o OLS metodu, mohlo by být řešením využití jiného způsobu diferencování závislých proměnných, jelikož se nepodařilo obejít problém s nestacionaritou časových řad. Jako hraniční řešení se pak nabízí využití jiných zdrojů dat pro časové řady, případně záměna hodnot proměnných za jiné vyjádření použitých veličin.

Model pro domácnosti tedy potvrdil předpokládané závislosti vybraných veličin z literární rešerše, u dvou ze tří proměnných potvrdil i směr této závislosti, přesto však výsledek nemůžeme brát jako závazný, a to i z důvodu poměrně malého rozsahu sledovaných časových řad.

U druhého modelu, vysvětlujícího vztah vybraných makroekonomických veličin a úvěrů v selhání nefinančních podniků, bylo dosaženo lepšího výsledku. Rovnice modelu vyšla následovně:

$$sd_Nefin_podniky_uv_selh = 11269,1 - 0,287*sd_HDP - 2460,46*sd_Inflace + 12729*sd_Ur_sazba$$

Sezónně diferencovaná vysvětlovaná proměnná objemu úvěrů v selhání nefinančních podniků tedy závisí také na třech vysvětlujících proměnných: HDP, Inflaci a Úrokové sazbě, vše po provedení sezónních diferencí.

U proměnné HDP se nám v modelu potvrdilo očekávané znaménko. Směr vztahu úvěrů v selhání a HDP je negativní. Tzn., že pokud roste HDP, objem úvěrů v selhání klesá. Při růstu HDP totiž nefinanční podniky generují vyšší zisky a tím pádem mají více prostředků na splácení svých závazků.

Nejednoznačnost vztahu inflace a objemu úvěrů v selhání se v našem modelu přehoupla ve vztah negativní, jak bylo předpokládáno. Když roste inflace, počet úvěrů v selhání klesá. To může být podle studie Shu (2002) způsobeno třemi vlivy. Zaprvé inflace s časovým zpožděním snižuje úrokovou sazbu, což zlepšuje situaci dlužníků, zadruhé inflace snižuje reálnou výši splátky dluhu a za třetí studie zmiňuje pozitivní korelaci mezi inflací a hospodářským růstem, což opět zapříčiňuje snadnější splácení dluhů.

Očekávaný pozitivní vztah mezi úrokovými sazbami a objemem NPL's je také potvrzen naším modelem. Jestliže rostou úrokové sazby, roste i samotná výše splátky úvěru a nefinanční podniky, které byly schopné stávající splátky uhrazovat, najednou nemusí mít dostatek prostředků na splácení vyšších částek.

Model tedy potvrdil všechna očekávaná znaménka u všech významných proměnných. To můžeme považovat za úspěch, ale musíme si ověřit, že je model správný a splňuje Klasické předpoklady lineárního regresního modelu.

Podle testů je model správně specifikován, lineární v parametrech, neobjevuje se v něm multikolinearita, časové řady jsou kointegrované a chybový členy vykazují normální rozdělení. Dva předpoklady ovšem nebyly jednoznačně prokázány.

U problematiky heteroskedasticity v modelu totiž vyšel správně Whiteův test, nicméně výsledek Breusch-Paganova testu byl mírně pod námi zvolenou pětiprocentní hladinou významnosti α , což značí výskyt heteroskedasticity. Pokud bychom ale hladinu zvýšili na deset procent, heteroskedasticita by se neprojevila a mohli bychom předpokládat konstantní rozptyl náhodných složek modelu.

Dalším problémem, který se objevil i v předchozím modelu, je pak autokorelace. Testy potvrdily výskyt tohoto jevu jak v prvním, tak i ve vyšších řádech.

Model tedy splňuje většinu klasických předpokladů a hlavně adjustovaný koeficient determinace vyšel na úrovni 46 procent. To sice znamená, že některé proměnné nebyly do modelu zahrnuty, ale přesto se jedná o poměrně vysoké číslo a tím pádem je možno model považovat za kvalitní.

Doporučením pro úpravu druhého modelu je tedy odstranění heteroskedasticity, čehož by molo být dosaženo použitím Modelu opravné heteroskedasticity, dostupného v programu Gretl, případně jinými ekonometrickými metodami. Výraznější problém představuje autokorelace v modelu. Zde se opět nabízí zvolení jiné metody diferenciací časových řad, případně použití vícenásobných diferencí, což ovšem ztěžuje ekonomickou interpretaci modelu. Pro úpravu by také šly přidat do modelu zpožděné vysvětlující proměnné.

Do modelu by měly být přidány i další vybrané makroekonomické proměnné, které se zatím nevyskytují v odborné literatuře, protože nebyla provedena taková studie, která by se zabývala zvláště problematikou úvěrů v selhání u podniků v nefinanční sféře. Bylo by potřeba nastudovat hlouběji problematiku úvěrování podniků, identifikovat všechna z toho vyplývající rizika a na jejich základě stanovit další proměnné, které mohou úvěry v selhání u podniků ovlivňovat.

Dalším předmětem zkoumání problematiky by mohlo být rozvinutí tématu i z mikroekonomického hlediska. Na to by bylo potřeba sesbírat mnohem podrobnější údaje o věřitelích a tato podrobit opět zkoumání pomocí ekonometrických metod. Pro finanční instituce by mohlo být přínosné určit, jaké subjekty jsou nejnáchylnější k růstu NPL's, tzn. rozlišit domácnosti podle věku, vzdělání, výše příjmu, geografických údajů, atp. U nefinančních podniků pak zjistit, v jaké fázi životního cyklu jsou na NPL's nejnáchylnější, jak velké podniky NPL's nejvíce ohrožují, atp.

Modely z této diplomové práce by zatím nebylo vhodné používat k dalším výzkumům, je potřeba je upravit podle navržených postupů. Také objem dat v použi-

tých časových řadách není příliš velký, což to je dáno tím, že sběr těchto dat začal v ČR až v roce 2004. Pokud by to bylo možné, bylo by dobré tento problém obejít použitím měsíčních údajů o jednotlivých proměnných. Ty však nejsou v použitých databázích volně dostupné, proto v této práci nebyly použity.

Zlepšení vypovídací schopnosti modelů by mohlo být dosaženo i rozšířením dat o zahraniční ukazatele a použitím regresních modelů určených k práci s panelovými daty. Takto by mohla být vytvořena například studie o vlivech makroekonomických faktorů na NPL's v zemích Visegrádské čtyřky, nebo vytvořit model pro státy, které mají podobnou hospodářskou situaci jako Česká Republika.

8 Závěr

Tato práce se zabývá vývojem úvěrů v selhání na území České republiky mezi lety 2002 a 2016. Zahrnuje tedy i období, kdy se celosvětová finanční a ekonomická krize projevila recesí i v ČR. Objem NPL's, jako hlavní faktor kreditního rizika, je zde zkoumán z makroekonomického úhlu pohledu.

V první části práce je proveden literární přehled současných i starších významných světových studií zabývajících se obdobnou problematikou zaměřenou většinou na více států, které zasahují na všechny kontinenty.

Na základě tohoto přehledu jsou vybrány makroekonomické proměnné, které by měly působit na vývoj úvěrů v selhání i v ČR. Zde je také práce rozdělena na dva modely, jeden z nich zaměřený na domácnosti, kam však již podle proměnné určující objem úvěrů v selhání spadají i živnostníci a společenství vlastníků jednotek, a druhý je zaměřený na nefinanční podniky. Každý z těchto modelů obsahuje pár základních proměnných, stejných pro oba modely, a pak proměnné, které jsou pro každý model specifické. U všech proměnných je stanoveno opět na základě prostudované literatury i předpokládané znaménko směru závislosti vysvětlované a vysvětlující proměnné.

Podle uvedené metodiky jsou pak v další části prostřednictvím ekonometrických metod sestaveny dva modely, u nichž je provedena stacionarizace časových řad, sestavení správně specifikovaného modelu a jeho testování. Ve výsledku je statisticky správný a významný pouze model týkající se nefinančních podniků. I u něj se však vyskytuje problém heteroskedasticity a autokorelace. V diskuzi je navržen další možný postup u tohoto modelu a řešení, které by mělo napravit i chyby ve druhém modelu.

Výsledkem této práce je tedy jeden poměrně kvalitní model, který dokazuje, že situace na bankovním trhu v ČR, alespoň co se týká úvěrů v selhání, s drobnými odchylkami odpovídá všeobecně známé ekonomické teorii týkající se této problematiky, byla potvrzena očekávaná znaménka směru vzájemné závislosti proměnných a ČR tedy vůči zahraničním trhům nevykazuje žádné výrazné odlišnosti.

9 Literatura

- BARISITZ, S. *Nonperforming loans in CESEE – What do they comprise?* Focus on European Economic Integration 4, 2011, s. 46-68.
- BECK, R. – JAKUBIK, P. – PILOIU, A. *Non-Performing Loans: What Matters in Addition to the Economic Cycle?* Evropská centrální banka, 2013. Working paper series, Working Paper No. 1515/February 2013.
- BIČÁKOVÁ, A. – PRELCOVÁ, Z. – PAŠALIČOVÁ, R. *Who borrows and who may not repay?* ČNB Working Paper Series, 2010.
- BLOEM, A. M. – GORTER, C. *The Treatment of Nonperforming Loans in Macroeconomic Statistics*. Washington, D.C.: Mezinárodní měnový fond, 2001. WP/01/209.
- BURZA CENNÝCH PAPÍRŮ PRAHA. *Pravidla pro výpočet indexů PX a PX-TR Burzy cenných papírů Praha* [online]. 2015a [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: http://ftp.pse.cz/Info.bas/Cz/PX_pravidla_pro_vypocet.pdf
- BURZA CENNÝCH PAPÍRŮ PRAHA. *Burzovní indexy – stručný popis* [online]. 2015b [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: <http://www.pse.cz/dokument.aspx?k=Burzovni-Indexy&language=czech>
- BURZA CENNÝCH PAPÍRŮ PRAHA. *Báze indexu PX* [online]. 2015c [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: <http://www.pse.cz/Statistika/Burzovni-Indexy/default.aspx/default.aspx?bi=1>
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Vyhláška č. 163/2014 Sb., o výkonu činnosti bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry*. Sbírka zákonů. 30. 7. 2014, částka 67, s. 1763-1767.
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Klientské úvěry a ostatní pohledávky se selháním*. Metodický list. [online]. 2015a [cit. 2015-04-17] Dostupné z: http://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/nespl_uv_cs.pdf
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Úvěry klientské*. Metodický list. [online]. 2015b [cit. 2015-04-17] Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/tuv_kl_cs.pdf
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Inflace* [online]. 2015c [cit. 2015-04-21]. Dostupné z: <https://www.cnb.cz/cs/statistika/inflace/index.html>
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Cílování inflace v ČR* [online]. 2015d [cit. 2015-04-12]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/menova_politika/cilovani.html
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Úrokové sazby měnových finančních institucí*. Metodický list. [online]. 2015e [cit. 2015-04-12]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/mir_cs.pdf
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Seznam měnových finančních institucí* [online]. 2015f [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cs/statistika/menova_bankovni_stat/seznamy_mbs/seznam_mfi/index.html
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Harmonizovaná měnová statistika podle nařízení Evropské centrální banky (EU) č. 1071/2013 ze dne 24. září 2013 o rozvaze sektoru měnových*

- finančních institucí (ECB/2013/33)*. Metodický list. [online]. 2015g [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/hms_cs.pdf
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Daňové příjmy*. Metodický list. [online]. 2015h [cit. 2015-04-17]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/vf_dp_cs.pdf
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Quarterly National Accounts Inventories*. [online]. 2012 [cit. 2015-04-10], Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/metodika_ctvrtletni_ucty/\\$File/09087474.pdf](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/metodika_ctvrtletni_ucty/$File/09087474.pdf)
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Statistický systém ceny nemovitostí - metodika*. [online]. 2014 [cit. 2015-04-15]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20549555/700913u.pdf/a2b51d51-98cf-45b7-9f2c-3d3d04af3bae?version=1.0>
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Inflace, míra inflace - Metodika* [online]. 2015a [cit. 2015-06-21]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/kdyz_se_rekne_inflace_resp_mira_inflace
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Průměrná mzda a evidenční počet zaměstnanců - Metodika* [online]. 2015b [cit. 2015-06-21]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/1-pmz_m
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků VŠPS - Metodika* [online]. 2015c [cit. 2015-04-12]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/zam_vsps
- ESPINOZA, R. A. – PRASAD, A. *Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects*. Mezinárodní měnový fond, 2010. WP/10/224.
- HAMPEL, D. – BLAŠKOVÁ, V. – STŘELEČEK, L. *Ekonometrie 2*. 2. vyd. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2012. 144 s. ISBN 978-80-7375-664-2.
- HANČLOVÁ, J. – TVRDÝ, L. *Úvod do analýzy časových řad*. Ostrava: Vysoká škola báňská, technická univerzita Ostrava, 2003.
- HINDLS, R. – HRONOVÁ, S. – SEGER, J. *Statistika pro ekonomy*. 4. vyd. Praha: Professional Publishing, 2003. 415 s. ISBN 80-86419-52-5.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. *Financial Soundness Indicators* [Compilation Guide]. Washington: International Monetary Fund, 2006. URL: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fsi/guide/2006/>
- JAPPELLI, T. – PAGANO, M. – DI MAGGIO, M. *Households' Indebtedness and Financial Fragility*. CSEF Working Papers 208, Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), Univerzita Naples, Itálie, 2008, rev. září 2010.
- KOHOUT, P. *Investiční strategie pro třetí tisíciletí*. 7. aktualizované a přepracované vydání. Praha: Grada Publishing a.s., 2013. ISBN 8024750643.
- MANKIW, N. *Zásady ekonomie*. 1. vyd. Praha: Grada, 1999. 763 s. ISBN 80-716-9891-1.

- MELECKÝ, A. – MELECKÝ, M. – ŠULGANOVÁ, M. *Úvěry v selhání a makroekonomika: Modelování systémového kreditního rizika v České republice*. Ostrava: Vysoká škola báňská, Technická univerzita Ostrava, 2014.
- MINISTERSTVO FINANCÍ ČESKÉ REPUBLIKY. *Metodiky vykazování vládního deficitu a dluhu* [online]. 2013 [cit. 2015-04-17]. Dostupné z: <http://www.mfcr.cz/cs/legislativa/metodiky/2012/metodiky-esa-95-gfs-1986-a-gfs-2001-9577>
- NKUSU, M. *Nonperforming Loans and Macrofinancial Vulnerabilities in Advanced Economies*. Mezinárodní měnový fond, 2011. WP/11/161.
- PENÍZE.CZ. *Co jsou úrokové sazby* [online]. 2015 [cit. 2015-04-12]. Dostupné z: <http://www.penize.cz/80356-co-jsou-urokove-sazby>
- RINALDI, L. – SANCHIS-ARELLANO, A. *Household Debt Sustainability: What Explains Household Non-Performing Loans? An Empirical Analysis*. Evropská centrální banka, 2006. Working paper series, Working Paper No. 570/ January 2006.
- SHU, CH. *The impact of macroeconomic environment on the asset quality on Hong Kong's banking Sector*. Hong Kong: Hong Kong Monetary Authority, 2002.

Přílohy

A Data pro modelování NPL's domácností

Roky	Domacnosti uv_se_selh	HDP	Nezam	Infl	R_mzdy	Ur_sazba	In_bydl	Zadluz
2002Q01	12767,8	656 647	7,6	3,70	104,1	8,94	118	148 134,20
2002Q02	12691,8	667 730	7,2	1,20	106	8,95	117	156 672,30
2002Q03	12869,7	671 156	7,2	0,80	107,4	8,65	113,3	166 484,70
2002Q04	13796,3	679 037	7,3	0,60	107,2	8,62	109,8	181 515,80
2003Q01	14291,3	686 121	7,4	-0,40	106,8	9,61	109	190 393,60
2003Q02	13525,1	698 728	7,7	0,30	105,9	9,22	110,6	200 961,20
2003Q03	10212,5	703 174	7,9	0,00	105,5	8,27	110,3	214 172,30
2003Q04	13566,6	713 036	8,1	1,00	104,8	8,36	106,6	237 528,10
2004Q01	12126,7	742 692	8,5	2,50	105,9	7,55	103,7	247 103,00
2004Q02	12114,3	745 818	8,5	2,90	101,6	7,18	100,2	267 797,20
2004Q03	12888,9	766 714	8,4	3,00	103,5	7,33	100,1	286 121,50
2004Q04	13195,6	797 846	8,3	2,80	102,8	7,56	101,9	315 217,00
2005Q01	13698,3	802 024	8,1	1,50	103,5	7,13	101,9	328 197,80
2005Q02	14848	804 417	8,1	1,80	103,5	6,57	102,8	354 987,80
2005Q03	15872,5	812 782	7,8	2,20	103,9	6,3	103,9	380 388,90
2005Q04	15881,5	836 209	7,9	2,20	101,7	6,54	106	417 799,00
2006Q01	16561,7	850 149	7,7	2,80	104,1	6,32	107,7	438 077,40
2006Q02	17191,1	866 390	7,3	2,80	103,6	6,28	108,8	468 699,90
2006Q03	18107,2	888 241	7,1	2,70	103,1	6,16	109	502 727,20
2006Q04	17570,6	905 810	6,6	1,70	104,9	6,66	110,5	540 638,40
2007Q01	18499,5	942 844	5,9	1,90	106,2	6,38	114,9	571 414,90
2007Q02	19050,5	944 655	5,5	2,50	105	6,19	118,4	616 393,50
2007Q03	21224,6	967 447	5,1	2,80	104,7	6,58	119,6	662 137,20
2007Q04	21130,5	980 069	4,9	5,40	101,6	7,01	118,3	726 272,40
2008Q01	22978,4	992 626	4,6	7,10	102,3	7,48	114,9	756 190,00
2008Q02	22329,6	1 006 200	4,4	6,70	100,5	7,58	113,5	799 678,10
2008Q03	23746,2	1 016 833	4,3	6,60	100,4	7,56	112,5	842 490,90
2008Q04	25555,6	996 489	4,4	3,60	102,6	7,83	109,2	880 220,80
2009Q01	28370,8	994 802	5,7	2,30	100,1	8,1	102,9	906 388,90
2009Q02	32026,4	975 203	6,6	1,20	101,1	7,7	94,8	933 357,40
2009Q03	36588,8	971 304	7,3	0,00	104	7,81	92	958 725,80
2009Q04	38617,5	983 340	7,6	1,00	104,2	7,82	92	983 304,10
2010Q01	43141	979 099	7,7	0,70	102,1	7,86	94,8	993 351,80
2010Q02	46367,3	988 889	7,4	1,20	101,9	7,03	98,7	1 011 805,60

2010Q03	53363,2	991 940	7,3	2,00	100,3	7,02	99,4	1 038 193,00
2010Q04	53313,3	990 679	7,1	2,30	98,6	6,87	99,9	1 057 079,40
2011Q01	55508,2	997 433	7,0	1,70	101,1	6,94	100,4	1 064 005,60
2011Q02	56107,8	1 003 136	7,0	1,80	100,8	6,39	100,9	1 080 074,70
2011Q03	57286,9	1 007 561	6,7	1,80	100,3	6,45	101,1	1 097 758,10
2011Q04	54291,1	1 011 584	6,6	2,40	100	6,01	100,9	1 118 066,20
2012Q01	55651,4	1 016 399	6,9	3,80	99,5	6,2	100,2	1 121 929,50
2012Q02	57910,6	1 012 610	6,9	3,50	98,7	6,17	99,4	1 133 821,70
2012Q03	58569	1 008 850	7,0	3,40	98,2	6,21	99,6	1 144 694,40
2012Q04	58688,1	1 010 262	7,3	2,40	100,4	5,94	99,9	1 163 318,80
2013Q01	59488,9	1 010 019	7,3	1,70	97,7	6,36	99,8	1 163 962,80
2013Q02	59019,4	1 013 345	7,0	1,60	99,7	5,84	100,2	1 178 445,30
2013Q03	59610,3	1 019 938	7,0	1,00	100,2	5,83	100,8	1 193 523,30
2013Q04	59178,6	1 043 052	6,8	1,40	97,2	5,75	101,1	1 206 290,40
2014Q01	59134,8	1 059 802	6,6	0,20	103,1	6,05	100,8	1 210 267,10
2014Q02	58512,4	1 066 511	6,3	0,00	102,1	5,53	101,3	1 221 098,60
2014Q03	58796,8	1 086 133	6	0,7	101,6	5,36	101,3	1 237 524,80
2014Q04	58065,4	1 101 830	5,9	0,1	102,3	5,33	99,3	1 238 057,20
2015Q01	56982,7	1 119 947	5,8	0,2	101,6	5,02	101,7	1 246 397,10
2015Q02	59177,8	1 135 893	5,2	0,8	102,1	4,51	102,6	1 286 664,10
2015Q03	57651,4	1 147 260	5	0,4	102,7	4,43	102,4	1 307 967,80
2015Q04	53794,6	1 153 639	4,6	0,1	103,1	4,55	102,6	1 331 868,50
2016Q01	50290	1 167 576	4,3	0,3	104	4,64	102,3	1 339 696,60
2016Q02	48576,6	1 176 308	4,1	0,1	103,6	4,21	102,7	1 368 647,40
2016Q03	46473,6	1 183 068	4	0,5	104	4,15	102	1 397 837,40
2016Q04	45354,4	1 185 917	3,7	2	102,8	3,84	102,6	1 427 948,80

B Data pro modelování NPL's nefinančních podniků

Roky	Nefin_podniky uv_se_selh	HDP	Infl	R_mzdy	Ur_sazba	In_PX	Dan_zatez
2002Q01	81752,8	656 647	3,70	104,1	5,18	428,70	17,24
2002Q02	70464,5	667 730	1,20	106	4,82	412,60	44,58
2002Q03	64027,8	671 156	0,80	107,4	4,17	442,00	79,14
2002Q04	58846,6	679 037	0,60	107,2	3,9	460,70	86,7
2003Q01	61236,8	686 121	-0,40	106,8	3,58	492,80	21,77
2003Q02	47659,1	698 728	0,30	105,9	3,6	535,10	57,52
2003Q03	42964,7	703 174	0,00	105,5	3,19	602,00	85,22
2003Q04	40948,6	713 036	1,00	104,8	3,13	659,10	100,8
2004Q01	37608,3	742 692	2,50	105,9	3,34	823,80	21,8
2004Q02	34073,9	745 818	2,90	101,6	3,65	793,50	55,91
2004Q03	33007,3	766 714	3,00	103,5	3,93	875,40	88,66
2004Q04	30455,6	797 846	2,80	102,8	3,87	1032,00	110,4
2005Q01	30076,7	802 024	1,50	103,5	3,58	1168,40	25,55
2005Q02	28560,1	804 417	1,80	103,5	3,23	1210,10	70,78
2005Q03	27094	812 782	2,20	103,9	3	1453,70	110,1
2005Q04	26665,8	836 209	2,20	101,7	3,52	1473,00	112,04
2006Q01	25723,6	850 149	2,80	104,1	3,45	1523,90	30,17
2006Q02	24577,1	866 390	2,80	103,6	3,52	1390,40	74,97
2006Q03	26079,1	888 241	2,70	103,1	3,73	1447,50	103,79
2006Q04	28203,4	905 810	1,70	104,9	3,85	1588,90	142,25
2007Q01	28487,3	942 844	1,90	106,2	3,92	1712,20	30,79
2007Q02	25763,5	944 655	2,50	105	4,27	1859,10	73,93
2007Q03	25765,9	967 447	2,80	104,7	4,57	1816,30	125,61
2007Q04	22816,1	980 069	5,40	101,6	5,1	1815,10	135,44
2008Q01	25913,5	992 626	7,10	102,3	5,15	1551,90	36,45
2008Q02	26424,4	1 006 200	6,70	100,5	5,24	1483,50	93,57
2008Q03	32312,6	1 016 833	6,60	100,4	4,95	1204,70	146,46
2008Q04	35340,1	996 489	3,60	102,6	4,8	858,20	182,51
2009Q01	42907,4	994 802	2,30	100,1	3,76	749,70	31,32
2009Q02	50118,8	975 203	1,20	101,1	3,96	898,20	72,71
2009Q03	56115	971 304	0,00	104	3,55	1157,10	93,76
2009Q04	61904,2	983 340	1,00	104,2	3,72	1117,30	119,6
2010Q01	63898,5	979 099	0,70	102,1	3,5	1196,80	31,31
2010Q02	66967,1	988 889	1,20	101,9	3,36	1103,90	80,1

2010Q03	70186,3	991 940	2,00	100,3	3,58	1131,60	98,93
2010Q04	70165,8	990 679	2,30	98,6	3,47	1224,80	123,86
2011Q01	69353,7	997 433	1,70	101,1	2,95	1257,30	28,61
2011Q02	68966,5	1 003 136	1,80	100,8	2,98	1225,40	69,28
2011Q03	70197,5	1 007 561	1,80	100,3	2,84	933,90	92,86
2011Q04	67875,9	1 011 584	2,40	100	2,86	911,10	118,11
2012Q01	67035,4	1 016 399	3,80	99,5	2,73	973,10	28,42
2012Q02	65811,4	1 012 610	3,50	98,7	3,03	900,90	68,03
2012Q03	62712,6	1 008 850	3,40	98,2	2,37	953,38	101,2
2012Q04	61480,1	1 010 262	2,40	100,4	2,61	1038,70	128
2013Q01	63166,5	1 010 019	1,70	97,7	1,99	962,86	28,28
2013Q02	63885,7	1 013 345	1,60	99,7	2,12	878,27	66,23
2013Q03	62098,6	1 019 938	1,00	100,2	2,13	957,62	92,25
2013Q04	62032,1	1 043 052	1,40	97,2	2,26	989,04	120,72
2014Q01	62157,9	1 059 802	0,20	103,1	2,18	1006,45	29,01
2014Q02	60464,2	1 066 511	0,00	102,1	2,33	1009,24	71,79
2014Q03	58633,3	1 086 133	0,70	101,6	2,01	991,4	104,31
2014Q04	58693,6	1 101 830	0,10	102,3	2,22	946,71	141,31
2015Q01	56549,1	1 119 947	0,20	101,6	2	1033,66	33,2
2015Q02	54249,3	1 135 893	0,80	102,1	1,92	981,47	70,17
2015Q03	52907,6	1 147 260	0,40	102,7	2,27	971,1	108,92
2015Q04	52676,9	1 153 639	0,10	103,1	1,74	956,33	150,5
2016Q01	49430,1	1 167 576	0,30	104	2,05	899,91	35,91
2016Q02	50003	1 176 308	0,10	103,6	2,12	816,91	75,62
2016Q03	51413,1	1 183 068	0,50	104	1,87	863,58	116,11
2016Q04	50288,2	1 185 917	2,00	102,8	1,88	921,61	158,23