VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANCÍ

Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na vývoj úvěrů se selháním z kreditních karet v České republice

Evaluation of the Impact of Selected Factors on the Development of Non-performing Loans from the Credit Cards in the Czech Republic

Student: Bc. Jana Staňková

Vedoucí diplomové práce: doc. Ing. Aleš Melecký, Ph.D.

Ostrava, 2018

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra financí

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Jana Staňková**

Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor: 6202T010 Finance

Téma: Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na vývoj úvěrů se selháním z kreditních karet v České republice
Evaluation of the Impact of Selected Factors on the Development of Non-performing Loans from the Credit Cards in the Czech Republic

Jazyk vypracování: čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Finanční stabilita a trh platebních karet v České republice
3. Popis vybraných metod ekonometrické analýzy
4. Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na vývoj úvěrů se selháním z kreditních karet
5. Závěr

Seznam použité literatury
Seznam zkratek
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.
HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.
KRISHNAMURTI, Damodaran and Yejin Carol LEE. *Macroprudential Policy Framework: A Practice Guide*. Washington, D.C.: The World Bank, 2014. ISBN 978-1-4648-0085-6.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **doc. Ing. Aleš Melecký, Ph.D.**

Datum zadání: 24.11.2017

Datum odevzdání: 27.04.2018

Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry

prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal
děkan fakulty

„Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně."

V Ostravě, dne 4. července 2018

Jana Staňková

.....

Bc. Jana Staňková

„Tímto bych velmi ráda poděkovala vedoucímu mé diplomové práce doc. Ing. Aleši Meleckému, Ph.D. za vedení práce, cenné rady a informace, podněty a připomínky týkající se tématu diplomové práce, a v neposlední řadě také za čas věnovaný konzultacím.“

Obsah:

1 Úvod 6

2 Finanční stabilita a trh platebních karet v České republice 8

2.1 Finanční stabilita 8

2.1.1 Role České národní banky 9

2.1.2 Makroobezřetnostní politika 10

2.1.2.1 Proticyklická kapitálová rezerva 10

2.1.2.2 Kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika 11

2.1.2.3 Bezpečnostní kapitálová rezerva 11

2.1.2.4 Doporučení k řízení úvěrových rizik 12

2.1.2.5 Seznam jiných systémově významných institucí 12

2.1.2.6 Vzájemné uznávání makroobezřetnostních opatření 13

2.1.2.7 Cíle makroobezřetnostní politiky 13

2.1.3 Zátěžové testy 14

2.1.4 Dohody o kapitálové přiměřenosti bank 15

2.1.4.1 Basel I 15

2.1.4.2 Basel II 16

2.1.4.3 Basel III 17

2.2 Trh platebních karet v České republice 18

2.2.1 Formy platebního styku 18

2.2.2 Charakteristika platebních karet 19

2.2.3 Vývoj platebních karet na území České republiky a jejich využívání 21

2.2.4 Úvěry z kreditních karet domácností 24

2.2.5 Současná situace a trendy v používání platebních karet 26

3 Popis vybraných metod ekonometrické analýzy 29

3.1 Formulace modelu 29

3.1.1 Ekonomická formulace modelu 29

3.1.2 Matematická formulace modelu 30

3.1.3 Ekonometrická formulace modelu 30

3.2 Sběr a analýza dat 30

3.2.1 Analýza odlehlých a extrémních hodnot 31

3.2.2 Dekompozice časových řad 32

3.2.3 Transformace časových řad ... 33
3.3 Odhady parametrů modelu ... 34
3.3.1 Korelační analýza ... 34
3.3.2 Regresní analýza ... 35
3.3.2.1 Jednoduchý lineární regresní model ... 35
3.3.2.2 Metoda nejmenších čtverců ... 35
3.3.3 Koeficient determinace ... 36
3.4 Verifikace modelu ... 37
3.4.1 Statistická verifikace ... 37
3.4.1.1 Studentův t-test ... 37
3.4.1.2 F-test ... 39
3.4.2 Ekonometrická verifikace ... 40
3.4.2.1 Autokorelace ... 40
3.4.2.2 Heteroskedasticita ... 44
3.4.2.3 Multikolinearita ... 46
3.4.2.4 Specifikace modelu ... 49
3.4.2.5 Normalita náhodné složky ... 50
3.4.3 Ekonomická verifikace ... 52
3.5 Využití odhadnutého modelu ... 53
4 Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na vývoj úvěrů se selháním z kreditních karet ... 55
4.1 Formulace modelu ... 55
4.1.1 Ekonomická formulace modelu ... 56
4.1.2 Matematická formulace modelu ... 59
4.1.3 Ekonometrická formulace modelu ... 59
4.2 Sběr a analýza dat ... 60
4.2.1 Grafická a popisná analýza dat ... 60
4.2.2 Analýza odlehlých a extrémních hodnot ... 65
4.2.3 Dekompozice časových řad ... 66
4.2.4 Transformace časových řad ... 66
4.3 Odhady parametrů modelu ... 67
4.3.1 Korelační analýza ... 67
4.3.2 Odhad lineárního regresního modelu ... 68

4.3.3 Koeficient determinace ... 70
4.4 Verifikace modelu ... 72
4.4.1 Statistická verifikace ... 72
4.4.1.1 Studentův t-test ... 72
4.4.1.2 F-test ... 73
4.4.2 Ekonometrická verifikace ... 73
4.4.2.1 Autokorelace ... 73
4.4.2.2 Heteroskedasticita ... 75
4.4.2.3 Multikolinearita ... 76
4.4.2.4 Specifikace modelu ... 78
4.4.2.5 Normalita náhodné složky ... 79
4.4.3 Ekonomická verifikace ... 80
4.5 Využití odhadnutého modelu ... 83
5 Závěr ... 86
Seznam použité literatury ... 89
Seznam zkratek ... 95
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh

1 Úvod

Platební karty patří v současnosti k jedněm z celosvětově nejvyužívanějších platebních prostředků vůbec. Jejich nabídka na trhu je opravdu široká a s rozvojem technologií také stále více rostou možnosti jejich využití. Oblíbeným typem platebních karet jsou kreditní karty. Jedná se o druh úvěrové platební karty, díky níž klient využívá peněžní prostředky, které nejsou vázány k jeho běžnému účtu, tedy čerpá krátkodobý úvěr. Nespornou výhodou kreditní karty je skutečnost, že v případě včasného splacení vypůjčených peněžních prostředků v průběhu bezúročného období klient neplatí z dlužné částky žádné úroky. Problém však nastává v okamžiku překročení délky stanoveného bezúročného období. Banky, jako poskytovatelé kreditních karet, se tedy vystavují v souvislosti s tímto platebním instrumentem kreditnímu riziku selhání protistrany. Úvěrové pohledávky z kreditních karet, které tímto způsobem bankám vznikají, jsou dle počtu dní po splatnosti kategorizovány. Za úvěry se selháním (NPL), jsou na základě vyhlášky č. 163/2014 Sb., o výkonu činnosti bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry považovány takové úvěrové pohledávky, které nejsou dlužníky uhrazeny ani 90 dní po splatnosti. Pro banky je tedy žádoucí minimalizovat poskytnuté NPL úvěry, neboť tyto úvěry mají velmi nízkou pravděpodobnost, že budou v budoucnu splaceny. Vysoká hodnota NPL úvěrů může však být nejenom problémem daných bankovních institucí související s mírou dosahovaného zisku, ale také problémem v rámci celé ekonomiky. Vysoká hodnota poskytnutých NPL úvěrů by totiž s velkou pravděpodobností vedla k nižšímu úvěrování ze strany bank, což by se následně projevilo snížením investic a spotřeby, a tedy zpomalením ekonomického růstu. Nesprávné využívání kreditních karet tedy může vést až k ohrožení efektivního fungování finančního sektoru dané ekonomiky, čímž vzniká finanční nestabilita.

Cílem diplomové práce je zhodnocení vlivu vybraných faktorů na vývoj úvěrů se selháním z kreditních karet poskytovaných domácnostem v České republice a následná predikce budoucího vývoje v této oblasti.

Diplomová práce je rozdělena celkem do pěti kapitol, přičemž první kapitola je věnována úvodu a poslední pátá kapitola závěru práce.

Druhá kapitola je zaměřena na problematiku péče o finanční stabilitu v České republice a také na oblast českého trhu s platebními kartami. Postupně je objasněn význam finanční stability a s tím spjatá role České národní banky. Následně je vysvětlen princip makroobezřetnostní politiky a dále nástroje a cíle, díky jejichž praktické aplikaci dochází ke

zvyšování odolnosti českého finančního systému jako celku vůči rizikům ohrožujících jeho stabilitu. Ve druhé kapitole je rovněž popsán nástroj zátěžového testování, který je Českou národní bankou využíván k provádění makrozátěžových a mikrozátěžových testů. V poslední podkapitole týkající se péče o finanční stabilitu jsou objasněny principy, z nichž vychází mezinárodní dohody o kapitálové přiměřenosti bank. Následně je charakterizován český trh s platebními kartami. V této části druhé kapitoly jsou rozlišeny základní druhy tohoto platebního instrumentu a jejich vývoj na našem území. Dále je specifikována problematika úvěrů z kreditních karet domácností a rovněž současná situace a trendy v oblasti využívání platebních karet.

Třetí kapitola je věnována teoretickému popisu vybraných metod ekonometrické analýzy, konkrétně se jedná o odhad lineárního regresního modelu prostřednictvím využití metody nejmenších čtverců. Postupně jsou tedy popsány jednotlivé fáze ekonometrického modelování, mezi než patří formulace modelu, sběr a analýza dat, odhady parametrů modelu, verifikace modelu a využití odhadnutého modelu.

Ve čtvrté kapitole, která je zaměřena především na zhodnocení vybraných faktorů na vývoj úvěrů se selháním z kreditních karet, je pomocí metodologických postupů uvedených ve třetí kapitole práce provedeno ekonometrické modelování daného problému. Nejprve jsou jednotlivé proměnné modelu podrobeny grafické a popisné analýze, následně je provedena analýza odlehlých a extrémních hodnot, a poté sezónní očištění a transformace dat. Z takto upravených proměnných je sestaven lineární regresní model, který je dále zkoumán. Je proveden odhad modelu, korelační analýza a také výpočet koeficientu determinace. Následně je model verifikován statisticky, ekonometricky a ekonomicky. Poslední částí ekonometrické analýzy je posouzení vlivu jednotlivých vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou a predikce vývoje této zkoumané vysvětlované proměnné pro následující tři čtvrtletí.

2 Finanční stabilita a trh platebních karet v České republice

Následující kapitola je rozdělena do dvou obsahových částí, přičemž první z nich je věnována především popisu role České národní banky v oblasti péče o finanční stabilitu českého finančního sektoru. Druhá část této kapitoly je zaměřena na charakteristiku českého trhu s platebními kartami a specifikaci úvěrů se selháním z kreditních karet.

Informace potřebné pro zpracování této kapitoly jsou čerpány z publikací Jurčík (2001), Kalabis (2005), Krishnamurti, Lee (2014), Řepková, Skaunic (2014), Schlossberger (2012), Šenkýřová (2010), dále ze zákona č. 6/1993 Sb., o České národní bance, ze zákona č. 21/1992 Sb. o bankách, z vyhlášky č. 163/2014 Sb., o výkonu činnosti bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry, z úředního sdělení ČNB z června 2017, z internetových stránek časopisu Bankovnictví, ze stránek Bank for International Settlements, České bankovní asociace, České národní banky, Evropské centrální banky, serveru České noviny, Ekonom.ihned.cz, FinExpert.cz, Hospodářské noviny, Invetujeme.cz, Investopedia.com, Security Standards Council, Sdružení pro bankovní karty, a dále ze Zprávy o stabilitě bankovního sektoru za rok 2003 (Česká národní banka, 2004) a Zprávy o finanční stabilitě za rok 2016/2017 (Česká národní banka, 2017).

2.1 Finanční stabilita

Definici finanční stability je možné nalézt v textu Zprávy o stabilitě bankovního sektoru za rok 2003 (Česká národní banka, 2004). Z této zprávy vyplývá, že finanční stabilitu lze dle České národní banky (dále ČNB) charakterizovat jako situaci, v níž dochází k efektivnímu fungování finančního sektoru dané ekonomiky, a to bez jakýchkoli nežádoucích dopadů na klienty, státní finance a celkové makroekonomické prostředí. Klíčovou roli v rámci finanční stability představuje především stabilita finančních institucí a finančního systému jako celku.

Důvodem vzniku finanční nestability mohou být jak vnitřní, tak vnější podněty. Finanční nestabilita může být způsobena např. nepříznivým makroekonomickým vývojem na úrovni daného státu, nežádoucím vývojem na straně dlužníků a věřitelů finančních institucí či vznikem globálních krizí.

K rozvoji celosvětového zájmu o oblast péče o finanční stabilitu došlo v druhé polovině 90. let, a to především z důvodu vzniku řady finančních krizí. Za hlavní příčinu vzniku těchto krizí je považováno zejména nesprávné fungování finančního sektoru a

následný nepříznivý dopad do makroekonomické oblasti vedoucí k systémové krizi. Cílem ČNB v rámci finanční stability je proto zvyšování odolnosti finančního systému a snižování rizik ohrožujících jeho stabilitu (Česká národní banka, 2004).

V následující kapitole je podrobněji popsána role ČNB v oblasti péče o finanční stabilitu, dále princip, nástroje a cíle makroobezřetnostní politiky, a rovněž zátěžové testy a principy dohod o kapitálové přiměřenosti bank.

2.1.1 Role České národní banky

Význam péče o finanční stabilitu v souvislosti s bezpečným fungováním českého finančního systému je definován jako jeden z hlavních cílů ČNB v zákoně č. 6/1993 Sb. o České národní bance. ČNB dle tohoto zákona v souladu se svým hlavním cílem, kterým je péče o cenovou stabilitu, vykonává také dohled nad českým finančním trhem, provádí analýzy vývoje finančního systému, pečuje o bezpečné fungování a rozvoj českého finančního trhu a o stabilitu finančního systému jako celku.

Ze zákona rovněž vyplývá, že jedním z hlavních úkolů ČNB v rámci péče o finanční stabilitu je monitorování rizik ohrožujících stabilitu finančního systému a snaha o předcházení jejich vzniku či jejich snižování, dále také tvorba makroobezřetnostní politiky s cílem udržení finanční stability a odolnosti finančního systému vůči zmíněným rizikům.

Analytická činnost ČNB v oblasti péče o finanční stabilitu se týká bankovních i nebankovních finančních institucí a jejím smyslem je snaha o modelování dopadu velmi málo pravděpodobných nepříznivých scénářů, které by mohly vést k destabilizaci finančního sektoru jako celku.

Dle zmiňovaného zákona je ČNB rovněž povinována vždy jedenkrát ročně podávat Zprávu o finanční stabilitě Poslanecké sněmovně, přičemž součástí této zprávy je strategie makroobezřetnostní politiky, která je společně s nástroji pro její uskutečňování určována nejvyšším řídícím orgánem ČNB, kterým je sedmičlenná bankovní rada. Důležitou úlohou bankovní rady v oblasti finanční stability je rozhodování o zásadních opatřeních makroobezřetnostní politiky, a to nejenom v souvislosti s dohledem nad finančním trhem, ale také v oblasti řešení možných krizí na českém finančním trhu.

ČNB rovněž spolupracuje v oblasti péče o finanční stabilitu na národní i nadnárodní úrovni s dalšími institucemi. Dle zákona ČNB plní funkci poradního orgánu vůči vládě v oblastech měnově-politických a v oblastech makroobezřetnostní politiky a finančního trhu. Na nadnárodní úrovni ČNB spolupracuje především s Evropskou radou pro systémová rizika

(ESRB), která vznikla v roce 2011 na úrovni Evropské unie (EU). Evropská rada pro systémová rizika společně s evropskými sektorovými orgány, mezi než patří Evropský orgán pro bankovnictví (EBA), Evropský orgán pro cenné papíry a trhy (ESMA) a Evropský orgán pro pojišťovnictví a zaměstnanecké penzijní pojištění (EIOPA), zabezpečuje finanční stabilitu na evropské úrovni (Česká národní banka, 2018).

2.1.2 Makroobezřetnostní politika

Vznik globální finanční krize v roce 2007 měl za následek zvýšení významu péče centrálních bank o finanční stabilitu. K formálnímu zavedení makroobezřetnostní politiky u nás došlo prostřednictvím novely zákona o České národní bance č. 227/2013 Sb. v roce 2013.

Z textu Zprávy o finanční stabilitě za rok 2016/2017 (Česká národní banka, 2017) vyplývá, že hlavním cílem makroobezřetnostní politiky je snižování systémového rizika nestability finančního systému jako celku. Makroobezřetnostní politika je převáděna do praktické roviny prostřednictvím aplikace sady nástrojů.

K nástrojům makroobezřetnostní politiky uplatňovaným v České republice patří

- proticyklická kapitálová rezerva,
- kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika,
- bezpečnostní kapitálová rezerva,
- doporučení k řízení rizik spojených s poskytování retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí,
- seznam jiných systémově významných institucí a
- vzájemné uznávání makroobezřetnostních opatření (Česká národní banka, 2018).

2.1.2.1 Proticyklická kapitálová rezerva

Proticyklická kapitálová rezerva slouží ke zvyšování odolnosti finančního systému proti rizikům bankovního sektoru. Mezi tato rizika patří výkyvy v objemech poskytovaných úvěrů, které vedou ke zvyšování cyklického kolísání ekonomické aktivity v průběhu finančního cyklu. V případě cyklického růstu by mělo docházet prostřednictvím hromadění kapitálu v bankovním sektoru k tvorbě rezerv. V opačné situaci cyklického poklesu, kdy dochází k růstu úvěrových ztrát, by tyto nahromaděné rezervy měly být postupně rozpouštěny. Využití proticyklické kapitálové rezervy tak přispívá ke zvyšování odolnosti

finančního systému a ke krytí případných ztrát, aniž by docházelo k přelévání nežádoucího vývoje ve finančním sektoru do reálné ekonomiky (Česká národní banka, 2018).

Proticyklická kapitálová rezerva je výsledkem implementace regulatorního konceptu Basel III (viz kapitola 2.1.4.3) do českého práva. Sazba je stanovována ČNB vždy čtvrtletně. Aktuálně uplatňovaná sazba s platností do 30. 6. 2018 je stanovena ve výši 0,5 %. Sazba, která bude uplatňovaná od 1. 7. 2018 je stanovena ve výši 1 % a výše sazby uplatňované od 1. 1. 2019 je stanovena na 1,25 %.

2.1.2.2 Kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika

Kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika slouží ke snižování systémového rizika spojeného s potenciální destabilizací bank. Důsledkem případné destabilizace bank je snižování důvěry v bankovní sektor. Pokles důvěryhodnosti bankovního sektoru může mít velmi negativní dopad na finanční systém a reálnou ekonomiku státu. ČNB stanovuje výši kapitálové rezervy ke krytí systémového rizika na základě významnosti konkrétních bank. Mezi parametry sloužící k posuzování této systémové významnosti patří velikost dané banky, její nenahraditelnost pro ekonomiku a úroveň propojení s ostatními finančními institucemi (Česká národní banka, 2018).

Od 1. 1. 2017 byla sazba kapitálové rezervy ke krytí systémového rizika stanovena prostřednictvím ČNB pěti nejvýznamnějším bankám působícím na českém bankovním trhu. Těmito bankami jsou

- Česká spořitelna, a.s.,
- Československá obchodní banka, a.s.,
- Komerční banka, a.s.,
- UniCredit Bank Czech Republic and Slovakia, a. s. a
- Raiffeisenbank a.s..

Pro Českou spořitelnu, Československou obchodní banku a Komerční banku byla sazba stanovena ve výši 3 %, pro UniCredit Bank byla sazba stanovena ve výši 2 % a pro Raiffeisenbank ve výši 1 %.

2.1.2.3 Bezpečnostní kapitálová rezerva

Bezpečnostní kapitálová rezerva je jedním z nově zavedených nástrojů makroobezřetnostní politiky. Tato rezerva slouží primárně k uchování kapitálu banky. Její výše je povinná a v čase neměnná, a je stavena zákonem o bankách č. 21/1992 Sb. na úrovni

2,5 % z celkového objemu rizikové expozice tvořené kmenovým kapitálem banky Tier 1 (Česká národní banka, 2018).

Bezpečnostní kapitálová rezerva je výsledkem implementace evropské regulace Basel III (viz kapitola 2.1.4.3) do českého práva. České banky jsou povinny dodržovat zákonem stanovenou výši této rezervy od roku 2014.

2.1.2.4 Doporučení k řízení úvěrových rizik

ČNB v souvislosti s opatřeními výkonu dohledu nad finančním trhem v návaznosti na doporučení Evropské rady pro systémová rizika vydává doporučení k řízení rizik týkajících se poskytování retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí. Doporučení ČNB se týkají zejména výše limitů pro ukazatel poměru výše poskytnutého úvěru k hodnotě zajištění (LTV). Cílem ČNB v této oblasti je zmírnění nadměrného růstu úvěrů a finanční páky (Česká národní banka, 2018).

Důvodem vydávání těchto doporučení je nebezpečí hromadění systémových rizik ve finančním sektoru, spojených s nadměrnou úvěrovou expanzí v růstových fázích hospodářského cyklu a současným nárůstem cen nemovitostí tyto úvěry zajišťujících (Česká národní banka, 2018). Důležitost správného nastavení LTV je zřejmá zejména ve fázích hospodářského poklesu doprovázeného snížením cen nemovitostí, neboť v případě snížení hodnoty nemovitostí je nezbytné, aby tento pokles neohrozil míru zajištění úvěrových pohledávek. Nedostatečné zajištění poskytnutých úvěrů může v konečném důsledku vést k významným úvěrovým ztrátám v bankovním sektoru.

Aktuálně platná doporučená výše ukazatele LTV dle Úředního sdělení České národní banky ze dne 13. června 2017 je nejvýše 90 %. Dále ČNB doporučuje poskytovatelům retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí, aby podíl poskytnutých úvěrů s LTV v intervalu 80 – 90 % nepřesáhl 15 % celkového objemu úvěrů poskytnutých v daném čtvrtletí.

2.1.2.5 Seznam jiných systémově významných institucí

Jednou z povinností ČNB vyplývající ze zákona č. 21/1992 Sb. o bankách je také stanovení seznamu jiných systémově významných institucí, a zároveň jeho průběžné každoroční přezkoumávání. Tento seznam je ČNB sestavován dle pokynů Evropského orgánu pro bankovnictví.

Aktuálně na základě dat z roku 2017 byly pro rok 2018 ČNB určeny jako systémově významné instituce

- Československá obchodní banka, a.s.,
- Česká spořitelna, a.s.,
- Komerční banka, a.s.,
- UniCredit Bank Czech Republik and Slovakia, a.s.,
- PPF FH B.V. (povinná osoba regulovaného konsolidačního celku PPF banka),
- Raiffeisenbank a.s. a
- Jakabovič & Tkáč (povinná osoba regulovaného konsolidačního celku J&T banka).

ČNB těmto systémově významným institucím nestanovuje dodatečný kapitálový požadavek, a to z důvodu povinnosti těchto institucí udržovat již zmíněnou kapitálovou rezervu ke krytí systémového rizika (Česká národní banka, 2018).

2.1.2.6 Vzájemné uznávání makroobezřetnostních opatření

Vzhledem ke skutečnosti, že na českém finančním trhu, jakožto i na finančních trzích jednotlivých zemí EU, v současnosti působí nejenom domácí, ale také zahraniční subjekty ve formě poboček, byl zaveden jako jeden z makroobezřetnostních nástrojů institut reciprocity. Důvodem zavedení vzájemného uznávání makroobezřetnostních opatření je dle ČNB zajištění jejich maximální účinnosti a konzistence pro všechny subjekty v členských zemích.

V souvislosti s reciprocitou existuje rovněž rámec dobrovolné reciprocity. Příslušný nadnárodní makroobezřetnostní orgán může požádat Evropskou radu pro systémová rizika o aplikaci daného opatření také v dalších členských zemích EU. V případě, že žádost bude dle ESRB vyhodnocena jako oprávněná, dojde k vydání doporučení k reciprocitě, které ostatní členské státy buď přijmou, anebo odůvodní jeho odmítnutí (Česká národní banka, 2018).

2.1.2.7 Cíle makroobezřetnostní politiky

Na základě doporučení Evropské rady pro systémová rizika ČNB vybírá vhodné nástroje makroobezřetnostní politiky, a to takovým způsobem, aby byly v souladu s průběžnými cíli. Tyto průběžné cíle se vždy týkají existence zdrojů systémového rizika a jejich vlastních transmisních mechanismů.

K hlavním průběžným cílům makroobezřetnostní politiky patří

- zmírnění a vyloučení nadměrného růstu úvěrů a finanční páky,
- zmírnění a vyloučení nadměrného nesouladu splatností a nedostatku likvidity na trhu,
- omezení koncentrace přímých a nepřímých expozic,

- omezení rizik spojených s nežádoucí motivací finančních institucí a morálním hazardem a
- posílení odolnosti finanční infrastruktury (Česká národní banka, 2018).

2.1.3 Zátěžové testy

V souvislosti s hodnocením odolnosti finančních institucí a českého finančního systému jako celku vůči systémovým rizikům je ČNB využíván nástroj zátěžového testování. ČNB používá dva typy zátěžových testů, jedná se o makrozátěžové testy a mikrozátěžové testy. V rámci makrozátěžových testů dochází např. k hodnocení odolnosti bankovního sektoru a sektoru penzijních společností. Mikrozátěžové testy jsou aplikovány např. pro případy hodnocení odolnosti jednotlivých bank a pojišťoven (Česká národní banka, 2018).

Zátěžové testy uskutečňované ČNB jsou prováděny ve čtyřech oblastech. Konkrétně se jedná o

- bankovní sektor,
- pojišťovací sektor a sektor penzijních společností,
- sektor veřejných financí a
- domácnosti.

Metodologie zátěžových testů aplikovaná ve všech zmíněných oblastech je pravidelně zveřejňována ve Zprávách o finanční stabilitě. V textu Zprávy o finanční stabilitě za rok 2016/2017 (Česká národní banka, 2017) je uvedeno, že prováděné zátěžové testy jsou založeny na nepříznivém scénáři, který je dále rozšířen o další citlivostní analýzy.

U bank jsou prováděny makrozátěžové testy solventnosti a testy likvidity. Testování solventnosti bankovního sektoru je dle ČNB nutnou podmínkou pro stanovení jeho odolnosti jako celku, a to zejména vůči úvěrovým a tržním rizikům. Testování likvidity bankovního sektoru jako celku je zaměřeno na riziko bilanční a tržní likvidity v ročním horizontu dopadu. Makrozátěžové testování krátkodobé likvidity je prováděno prostřednictvím ukazatele krytí likvidity (LCR). Mikrozátěžové testy s ročním horizontem slouží k zjišťování dopadů nepříznivých scénářů na jednotlivé banky. K testovaným rizikům v mikrozátěžových testech se řadí zejména riziko úvěrové a riziko úrokové (Česká národní banka, 2018).

V pojišťovacím sektoru jsou prováděny vždy s roční frekvencí mikrozátěžové testy s vybranými tuzemskými pojišťovnami a jednou za dva roky jsou prováděny evropské zátěžové testy prostřednictvím Evropského orgánu pro pojišťovnictví a zaměstnanecké penzijní pojištění. V roce konání evropských zátěžových testů nemá ČNB povinnost provádět

své vlastní zátěžové testy pro pojišťovací sektor. V sektoru penzijních společností ČNB provádí mikrozátěžové testy každoročně (Česká národní banka, 2018).

ČNB rovněž provádí zátěžové testování veřejných financí, a to těch zemí, vůči nimž mají tuzemské úvěrové instituce systémově významné expozice. V rámci testování sektoru veřejných financí může ČNB po těchto úvěrových institucích vyžadovat dodatečný kapitálový požadavek k pokrytí rizika koncentrace zmíněných expozic (Česká národní banka, 2018).

Vždy jednou ročně jsou také prováděny zátěžové testy domácností, které mají úvěry u tuzemských úvěrových institucí. Hlavním důvodem zátěžového testování v této oblasti je zjištění, zda domácnosti budou schopny splácet své závazky plynoucí z úvěrového zatížení i při nepříznivém vývoji ekonomiky. Hlavním testovaným rizikem je tedy úvěrové riziko finančního sektoru (Česká národní banka, 2018).

2.1.4 Dohody o kapitálové přiměřenosti bank

Kapitálovou přiměřenost lze charakterizovat jako vybavenost banky vlastními zdroji ve vztahu k rizikové struktuře aktiv. Tento ukazatel zohledňuje rozvahové i podrozvahové aktivity banky a zároveň případné ztráty, které může banka utrpět v souvislosti s tvorbou opravných položek k znehodnoceným aktivům (Česká národní banka, 2018).

Pravidla pro kapitálovou přiměřenost bank jsou mezinárodně upravována Basilejským výborem pro bankovní dohled (BCBS). Basilejský výbor je instituce, která působí při Bance pro mezinárodní platby (BIS) již od roku 1974. Úkolem BCBS je vytváření celosvětově platných standardů a makroobezřetnostních regulací v oblasti bankovního dohledu, a zároveň také prohlubování mezibankovní spolupráce v oblasti finanční stability. V průběhu let byla Basilejským výborem vytvořena celá řada mezinárodních norem pro bankovní regulaci, z nichž nejvýznamnější jsou dohody o kapitálové přiměřenosti bank Basel I, Basel II a aktuálně platný Basel III (Bank for International Settlements, 2017).

2.1.4.1 Basel I

V roce 1988 vznikla první dohoda o kapitálové přiměřenosti Basel I, pomocí níž došlo k regulaci minimální hodnoty kapitálu banky ve vztahu k rizikově váženým aktivům. Kapitál vstupující do výpočtu kapitálové přiměřenosti zahrnoval Tier 1 a Tier 2 kapitál. Aktiva banky byla rozdělena do pěti rizikových kategorií, přičemž každé kategorii byla přidělena váha dle míry rizikovosti. Hodnota ukazatele kapitálové přiměřenosti byla stanovena na minimální výši

8 %. Původně regulace Basel I zohledňovala pouze úvěrové riziko, v roce 1996 bylo do výpočtu zahrnuto také tržní riziko (Investopedia.com, 2018) .

2.1.4.2 Basel II

V 90. letech začala vznikat druhá dohoda o kapitálové přiměřenosti Basel II, která byla mezinárodně implementována až v roce 2006. Smyslem vzniku Basel II bylo odstranění nedostatků v dosavadní metodice stanovování kapitálové přiměřenosti dle Basel I. Regulace Basel II byla založena na třech pilířích, jednalo se o

- 1. pilíř: minimální kapitálové požadavky,
- 2. pilíř: proces dohledu a
- 3. pilíř: tržní disciplína (Bank for International Settlements, 2016).

Nejdůležitějším pilířem Basel II byl první pilíř týkající se kapitálových požadavků. Původní kapitál dle Basel I vstupující do výpočtu požadavku pro kapitálovou přiměřenost bank byl rozšířen o kategorii Tier 3. Nejvýznamnější kapitál Tier 1 zahrnoval zejména základní kapitál, splacené emisní ážio, povinné rezervní fondy, ostatní rezervní fondy ze zisku a nerozdělený zisk z minulých let po zdanění. Kapitál Tier 2 byl tvořen rezervami, ostatními kapitálovými fondy a podřízeným dluhem s dobou splatnosti delší než pět let. Kapitál Tier 3 zahrnoval podřízený dluh s dobou splatnosti delší než dva roky. Při určování rizikových vah bylo využíváno ratingového hodnocení aktiv. Hodnota ukazatele kapitálové přiměřenosti zůstala na původní úrovni ve výši minimálně 8 %. Při výpočtu kapitálové přiměřenosti dle Basel II bylo zohledněno mimo úvěrové a tržní riziko nově také operační riziko (Investopedia.com, 2018).

Druhým pilířem byl proces dohledu, prostřednictvím něhož došlo k vytvoření rámce práv a povinností pro regulatorní orgány bankovního dohledu na národní úrovni. Důraz byl kladen zejména na kvalitu vnitřních kontrolních systémů a interních metod pro stanovování a monitorování bankovních rizik. Druhým pilířem byla rovněž orgánům bankovního dohledu stanovena pravomoc navýšit 8% požadavek pro kapitálovou přiměřenost těm bankám, u nichž jeho limitní výše vzhledem k výši podstupovaných rizik nebyla dle regulátora považována za dostačující (Investopedia.com, 2018).

Třetí pilíř byl zaměřen na tržní disciplínu bank. Bankám byla stanovena povinnost pravidelného reportingu a uveřejňování stanovených informací s cílem zvýšit transparentnost a důvěryhodnost bankovního trhu. Tato povinnost se nevztahovala pouze na regulatorní orgán, ale rovněž na ostatní účastníky trhu (Investopedia.com, 2018).

2.1.4.3 Basel III

Krishnamurti, Lee (2014) uvádí, že Basilejský výbor v reakci na globální finanční krizi, která započala v roce 2007, zdokonalil dosavadní rámec pravidel kapitálové přiměřenosti bank dle Basel II. V roce 2013 tak započala implementace nového standardu Basel III, obsahujícího nová makroobezřetnostní pravidla. Tento standard by měl být plně převeden do praxe v lednu 2019.

Prostřednictvím Basel III dochází k zpřísnění kvalitativních i kvantitativních požadavků na kapitál bank. Z hlediska kvality kapitálu je regulace zaměřena na zjednodušení jeho struktury a zrušení kategorie Tier 3. Zároveň je větší váha přisuzována kapitálu Tier 1 před kategorií Tier 2, a banky mají povinnost větší část podstupovaných rizik krýt právě prostřednictvím nejkvalitnějšího kapitálu Tier 1. Z pohledu kvantitativního dochází k navýšení požadavku na kapitálovou přiměřenost z 8 % až na 10,5 %, přičemž tento 2,5% rozdíl je tvořen bezpečnostní kapitálovou rezervou (viz kapitola 2.1.2.3), která je stanovena pro všechny banky v neměnné výši. Celková výše kapitálové přiměřenosti může dle Basel III dosahovat až 13 %, a to v případě navýšení 10,5% hodnoty kapitálu až o maximálně 2,5% výši proticyklické kapitálové rezervy (viz kapitola 2.1.2.1), jejíž hodnotu si může každý regulatorní orgán na národní úrovni určit sám v rozmezí 0-2,5 % (Bank for International Settlements, 2016).

Z hlediska stanovování rizikově vážených aktiv, došlo v rámci regulace Basel III ke snížení podpory externího ratingového hodnocení, a naopak je kladen stále větší důraz na jednotlivé banky, aby vytvářely vlastní interní ratingové modely.

Dalším nově vzniklým regulatorním opatřením v rámci Basel III je zavedení ukazatelů, mezi něž patří ukazatel krytí likvidity (LCR) a ukazatel čistého stabilního financování (NSFR). Ukazatelem LCR je vyjádřena schopnost banky v krátkodobém horizontu třiceti dní plně pokrýt odtok finančních prostředků vysoce likvidními aktivy. Ukazatelem NSFR je vyjádřen poměr dostupných zdrojů stabilního financování k požadovaným zdrojům stabilního financování. Smyslem ukazatele NSFR je schopnost bank financovat svá aktiva stabilními zdroji (Bank for International Settlements, 2016).

Za doplňkový ukazatel k ukazateli kapitálové přiměřenosti je považován pákový poměr (LR), jehož hodnota je vypočítána jako poměr hodnoty kapitálu Tier 1 k hodnotě aktiv. Hodnota LR by měla činit minimálně 3 % (Investopedia.com, 2018).

2.2 Trh platebních karet v České republice

Uskutečňování plateb za zboží a služby prostřednictvím platebních karet je v současnosti celosvětově velmi rozšířenou formou placení. Nárůst obliby používání tohoto specifického platebního instrumentu je natolik významný, že je stále více diskutována možnost budoucího úplného zániku hotovostní formy placení. Problémem souvisejícím s platebními kartami je však jejich nesprávné používání klienty finančních institucí, které může v konečném důsledku vést k ohrožení efektivního fungování finančního sektoru dané ekonomiky, a tedy ke vzniku finanční nestability.

Dle výsledků průzkumu České bankovní asociace se finanční gramotnost české populace za posledních sledovaných devět let příliš nezměnila. Klienti finančních institucí často nerozlišují mezi debetní a kreditní kartou, a stejně tak si neuvědomují význam pojmu roční procentní sazba nákladů (RPSN). Důsledkem mezer v základním finančním vzdělání je pak mimo jiné předlužování obyvatelstva a následná platební neschopnost ohrožující finanční stabilitu (Česká bankovní asociace, 2015).

Následující kapitola je věnována rozlišení forem platebního styku a charakteristice jednotlivých druhů platebních karet, je zde popsán vývoj platebních karet na území České republiky, dále je část kapitoly věnována popisu úvěrů z kreditních karet poskytovaných domácnostem, a v závěru jsou přiblíženy současné trendy v oblasti využívání tohoto platebního instrumentu.

2.2.1 Formy platebního styku

K jedněm z významných funkcí ČNB patří mimo jiné také její postavení v oblasti platebního styku, což vyplývá zejména ze zákona č. 6/1993 Sb., o České národní bance. Úloha ČNB dle zmíněného zákona spočívá především v roli zprostředkovatele platebního a zúčtovacího styku, a také v zajištění bezpečnosti, spolehlivosti, efektivnosti a rozvoje platebních systémů. ČNB je dle tohoto zákona rovněž oprávněna provádět platební styk se zahraničím a provozovat systém mezibankovního platebního styku CERTIS, v rámci něhož, jsou zabezpečovány mezibankovní platební transakce v českých korunách.

Předmětem platebního styku je zejména uskutečňování platebních transakcí mezi plátcem a příjemcem platby. Formy platebního styku je možné rozlišit na základě několika kritérií, přičemž k nejvýznamnějším z nich patří kritérium formy platebních prostředků a teritoriální hledisko. Kalabis (2005) uvádí, že dle formy peněz je možné rozlišit

- hotovostní platební styk, který je uskutečňován prostřednictvím bankovek a mincí a
- bezhotovostní platební styk, který je uskutečňován prostřednictvím transakcí na bankovních účtech, tedy za využití bezhotovostních peněžních prostředků.

V souvislosti s teritoriálním hlediskem je dle Kalabise (2005) možné platební styk rozčlenit na

- tuzemský platební styk, který je uskutečňován na základě provedených transakcí na bankovních účtech mezi plátci a příjemci v rámci jediného státu,
- zahraniční platební styk, který probíhá prostřednictvím transakcí na bankovních účtech plátců a příjemců mezi různými státy a
- přeshraniční platební styk, který je uskutečňován pouze mezi členskými státy Evropské unie.

2.2.2 Charakteristika platebních karet

Platební karty je možné charakterizovat jako novodobé platební prostředky sloužící k provádění bezhotovostních platebních transakcí. Karty jsou nejčastěji využívány k bezhotovostním platbám prostřednictvím platebních terminálů a k výběrům hotovosti z bankomatů či na pobočkách bank. Pro účely těchto transakcí je ke každé platební kartě klientovi přiděleno osobní čtyřmístné identifikační číslo neboli PIN, které slouží jako jedna z forem ochrany platebních prostředků vázaných ke kartě, a pomocí něhož dochází k ověřování totožnosti držitele karty. Řepková, Skaunic (2014) uvádí, že jednou z možností výběru hotovosti platební kartou je také služba cash back, jejíž princip spočívá v tom, že držitel karty si může při provedení platby u obchodníka nad výši stanoveného minimálního limitu rovněž vybrat peněžní prostředky, a to do výše daného maximálního limitu pro tuto transakci. V posledních letech jsou karty také stále častěji využívány k internetovým a bezkontaktním platbám.

Schlossberger (2012) uvádí, že vzhled platebních karet, jejich rozměry a fyzikální vlastnosti jsou mezinárodně standardizovány, konkrétní úpravu těchto nezbytných náležitostí lze nalézt v mezinárodní normě ISO 3554. Na přední straně platebních karet se nachází číslo karty, doba platnosti, jméno držitele, paměťový čip a hologram. V případě využívání platebních karet pro firemní účely je pod jménem držitele uveden také název příslušné firmy. K dalším prvkům na přední straně karet patří logo banky, u níž je držitel karty zároveň klientem, a označení vydavatele. V případě, že lze danou platební kartu využít

k bezkontaktním platbám, je toto označení rovněž uvedeno na přední straně. Na zadní straně platebních karet se nachází magnetický proužek, podpisový proužek a třímístný CVC nebo CVV kód, který je umístěný vedle podpisového proužku. Tento kód slouží pro ověření platnosti platebních karet, a zároveň je využíván jako ochranný prvek především při internetových transakcích (Security Standards Council, 2018).

Platební karty jsou vydávány karetními asociacemi, a to buď prostřednictvím bank anebo prostřednictvím nebankovních institucí. K bankovním asociacím patří MasterCard a VISA, k nebankovním asociacím se řadí American Express, Diners Club a JCB.

Schlossberger (2012) uvádí, že platební karty je možné rozčlenit dle několika hledisek, přičemž nejvýznamnějším hlediskem je členění dle způsobu zúčtování. Na základě způsobu zúčtování lze rozlišit především

- charge kartu,
- kreditní kartu a
- debetní kartu.

Historicky nejstarším druhem platebních karet je charge karta. Držitel této karty v průběhu daného období kartu používá k úhradě plateb a po uplynutí tohoto období je mu zaslán přehled veškerých uskutečněných transakcí s žádostí o jejich úhradu, jedná se tedy v podstatě o úvěrový typ platební karty. Celková dlužná částka musí být vždy v době splatnosti uhrazena najednou. Dle Šenkýřové (2010) je charge karta vydávána především nebankovními vydavateli platebních karet.

Dalším druhem platebních karet je kreditní karta, která je vydávána k úvěrovému účtu, jedná se tedy opět o úvěrovou kartu. Princip využívání kreditní karty je obdobný jako u charge karty. Klient v průběhu daného období, nejčastěji jednoho měsíce, využívá kreditní kartu k úhradě běžných platebních transakcí. Rozdíl mezi charge kartou a kreditní kartou spočívá v možnosti splatit dlužnou částku po částech, a to tak, že klient musí za dané období splatit minimální stanovenou měsíční procentní splátku a úhrada zbývajícího dluhu může být odložena. Prostřednictvím kreditní karty je tedy klientem čerpán krátkodobý obchodní úvěr. U obou výše zmíněných úvěrových karet je klientům poskytováno bezúročné období, které trvá přibližně 40 až 60 dní. V případě splacení dlužné částky v průběhu bezúročného období nejsou klientovi účtovány úroky, při překročení délky bezúročného období dochází k účtování úroků. Schlossberger (2012) uvádí, že kreditní karta patří v současnosti k jedněm z nejrozšířenějších karet, a to zejména v USA a v zemích EU, avšak v České republice je

nejrozšířenějším typem platební karty debetní karta, která je zároveň historicky nejmladším typem platebních karet.

Debetní karta je platební karta vydávána k běžnému účtu klienta. Klient při použití debetní karty čerpá své vlastní peněžní prostředky, a to pouze do výše disponibilního zůstatku na daném běžném účtu, ke kterému je debetní karta vázána, případně do výše sjednaného kontokorentního úvěrového rámce.

2.2.3 Vývoj platebních karet na území České republiky a jejich využívání

Jurčík (2001) uvádí, že za první platební kartu na světě je považována Identification Card, která byla v roce 1914 vydána americkou společností Western Union Telegraph Company. Tato platební karta měla věrnostní charakter a princip jejího používání spočíval v tom, že vlastníkům karty bylo umožněno v průběhu měsíce využívat služeb zmíněné společnosti bez nutnosti okamžitého zaplacení, a to vždy na základě identifikace např. po předložení průkazu totožnosti, výsledná platba byla uskutečněna najednou na konci daného měsíce.

K rozšíření platebních karet na území České republiky došlo až v pozdějším období. Mezi první přijímané platební karty patřily na konci 60. let platební karty společnosti Diners Club, jejichž akceptace probíhala prostřednictvím cestovní kanceláře Čedok.

První kartou vydanou na území tehdejšího Československa byla v roce 1988 dispoziční karta k tuzexovému účtu, kterou vydávala občanům Živnostenská banka. Tuzexové účty sloužily ke konverzi zahraničních měn do podoby tuzexových korun, neboli tuzexových poukázek či bonů. V roce 1989 byly vydány první bankomatové karty Českou a Slovenskou státní spořitelnou, jejichž hlavní využití spočívalo v možnosti výběru hotovosti z bankomatů pracujících v off-line režimu. Identifikace držitele karty spočívala pouze v zadání osobního identifikačního kódu, jenž byl uložen na magnetickém proužku karty, vše tedy probíhalo bez on-line spolupráce s autorizačními centry.

Na přelomu 80. a 90. let došlo k otevření kanceláře společnosti American Express v Praze, akceptace těchto platebních karet byla rovněž z počátku zajišťována cestovní kanceláří Čedok. V tomto období byla také vydána první mezinárodní platební karta na území Československa, jednalo se o platební kartu VISA, kterou vydávala Živnostenská banka.

V roce 1991 bylo založeno Mezinárodní sdružení pro platební karty, které je dnes známé pod názvem Sdružení pro bankovní karty (dále SBK). Hlavní činností tohoto

zájmového sdružení bank a dalších finančních institucí je v současnosti rozvoj platebních karet na území České republiky.

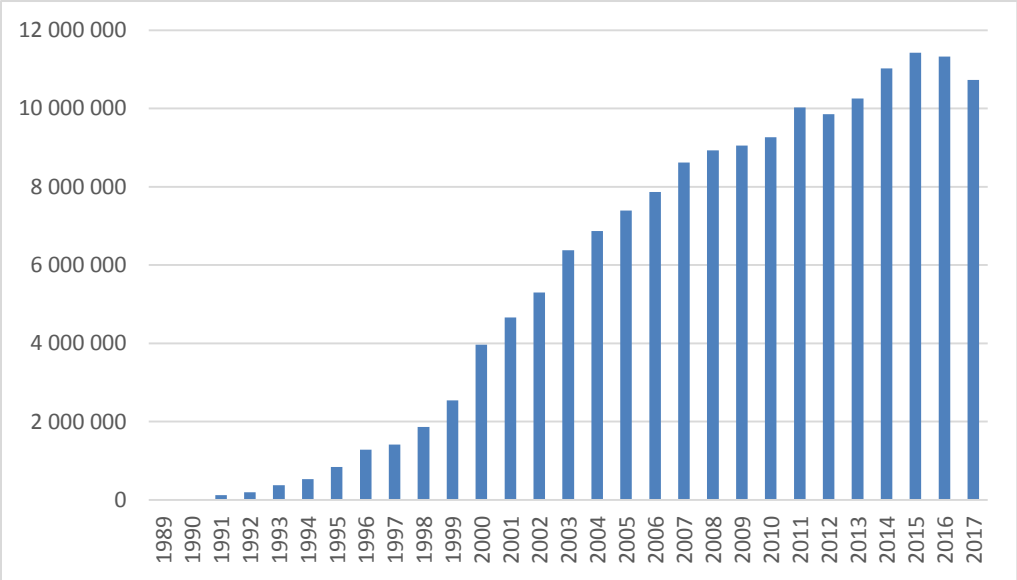
Roku 1992 došlo k rozšíření prvních on-line bankomatů u nás, které byly uvedeny do provozu Komerční bankou. Tyto bankomaty byly zapojeny do mezinárodního systému Eurocard/MasterCard, čímž došlo ke vzniku první sítě mezinárodních bankomatů na našem území. V roce 1993 byly rovněž prostřednictvím Komerční banky uvedeny do provozu platební terminály.

Od poloviny 90. let dochází k významnému rozvoji platebních karet u nás, k čemuž přispěla nejen neustále se rozšiřující síť bankomatů a platebních terminálů, ale rovněž nepřetržitý technologický pokrok, vedoucí k rozvoji možností využívání těchto platebních instrumentů.

Historicky nejčastěji vydávaným typem platební karty u nás je debetní karta, dále kreditní karta a v menším zastoupení rovněž charge karta. K vydávání prvních kreditních karet na našem území došlo až v roce 1998. Důvodem jejich zavedení byly mimo jiné vyšší výnosy plynoucí vydavatelům karet z využívání kreditních karet jejich držiteli, v porovnání s kartami debetními. Do roku 1999 byly vydávány pouze karty založené na technologii magnetického proužku, od roku 1999 se začaly zároveň s těmito kartami vydávat také karty čipové. V současnosti jsou již všechny nově vydávané platební karty s čipovou technologií (Sdružení pro bankovní karty, 2014).

V grafu 2.1 je zachycen historický vývoj celkového počtu vydaných platebních karet na území ČR mezi léty 1989 až 2017. Údaje o platebních kartách z pohledu vydavatelů karet, zobrazené v grafech 2.1 a 2.2, jsou získány na základě statistických dat SBK (viz Příloha č. 1).

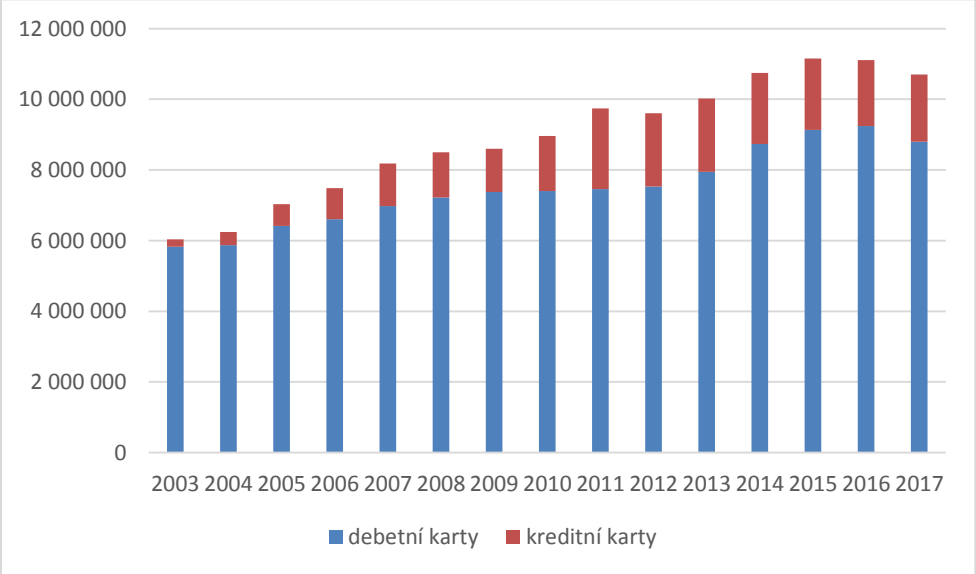
Graf 2.1 Celkový počet vydaných platebních karet na území ČR v letech 1989-2017



V souvislosti s vývojem platebních karet na našem území je patrný významný nárůst jejich popularity v průběhu let. Z údajů zobrazených v grafu 2.1 je zřejmé, že celkový počet vydaných platebních karet u nás od roku 1989 vykazuje růstový trend, přičemž významný rokem je rok 2011, v němž došlo co do počtu vydaných platebních karet na našem území k historicky prvotnímu překročení desetimilionové hranice.

V grafu 2.2 je uvedena podrobnější struktura počtu debetních a kreditních platebních karet vydávaných na našem území v letech 2003 až 2017.

Graf 2.2 Počet vydaných debetních a kreditních karet na území ČR v letech 2003-2017



Z grafu 2.2 vyplývá, že v oblasti využívání debetních karet a kreditních karet je patrný zmiňovaný růstový trend, který je možné vysvětlit nejenom zvýšeným zájmem ze strany držitelů karet o tento platební instrument, ale rovněž v průběhu let narůstajícím počtem bankovních a dalších finančních institucí, které platební karty vydávají. Zároveň roste počet

bankomatů a platebních terminálů na našem území, a přibývá obchodních míst, kde lze využít možnost placení platební kartou.

Nejdynamičtěji se vyvíjejícím typem platebních karet u nás jsou kreditní karty, jejichž meziroční tempo růstu se v posledních letech oproti této hodnotě u debetních karet významně zvyšuje, zatímco debetní karty jsou dlouhodobě charakteristické poměrně stabilním vývojem, naopak počet vydávaných charge karet je rok od roku stále menší (charge karty dlouhodobě tvoří necelý 2% podíl na celkovém množství vydávaných platebních karet u nás). Podíl debetních karet na celkově vydávaných platebních kartách je procentuálně nejvyšší a jejich počet dlouhodobě významně převyšuje vydávané kreditní i charge karty, proto v posledních letech byl u této skupiny karet zaznamenán postupně klesající trend (Sdružení pro bankovní karty, 2014).

2.2.4 Úvěry z kreditních karet domácností

Úvěry z kreditních karet jsou v současnosti na českém trhu stále oblíbenější formou placení za zboží a služby. Pokud se klient rozhodne k nákupům prostřednictvím kreditní karty, nečerpá své vlastní peněžní prostředky z běžného účtu, ale půjčuje si peníze od své banky. Jestliže je klient schopen splatit svůj dluh v bezúročném období, nemusí z dlužné částky platit žádný úrok. Problém však nastává v případě překročení délky bezúročného období. V tomto okamžiku banka začne klientovi z částky utracené kreditní kartou účtovat úroky. V současnosti patří úrokové sazby z kreditních karet v porovnání s ostatními úvěry pro retailovou klientelu (např. spotřebitelskými úvěry se sazbami okolo 5 % p.a.) k jedněm z nejvyšších, jejich průměrná výše se pohybuje okolo 20 % p.a. (Banky.cz, 2018).

Banka se v souvislosti s poskytováním kreditních karet vystavuje kreditnímu neboli úvěrovému riziku selhání protistrany, které vyplývá z neschopnosti dlužníka řádně splácet závazky, které má vůči bance. S prodlužující se délkou doby po splatnosti dané úvěrové pohledávky se také snižuje pravděpodobnost jejího úplného anebo alespoň částečného splacení. Banka proto na základě kategorizace pohledávek, vyplývající z vyhlášky č. 163/2014 Sb., o výkonu činnosti bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry, vždy k příslušnému typu úvěrové pohledávky vytváří opravné položky.

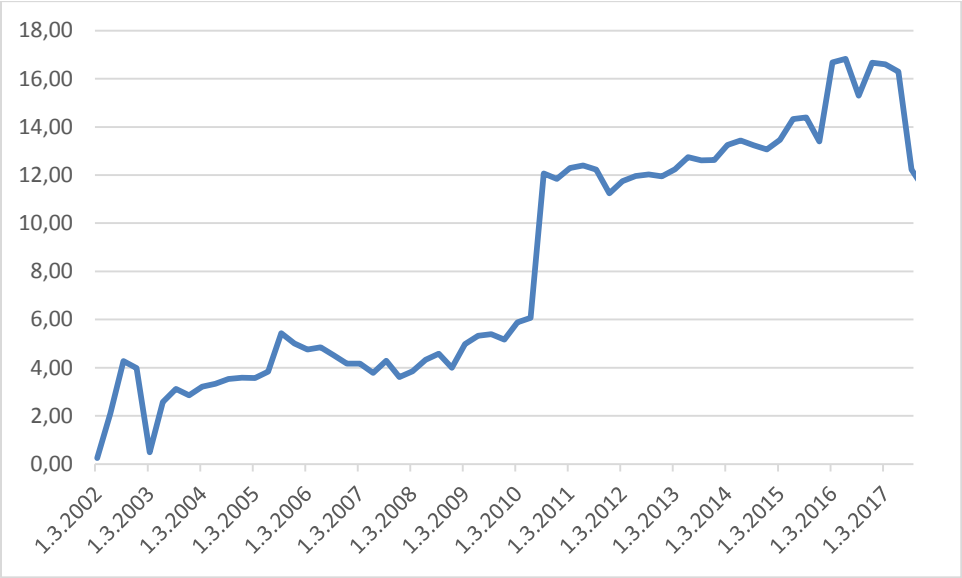
Úvěrové pohledávky jsou dle zmíněné vyhlášky členěny do dvou základních kategorií, a to na pohledávky bez selhání dlužníka a na pohledávky se selháním dlužníka. Za pohledávky bez selhání dlužníka jsou považovány pohledávky standardní a sledované, tedy takové, které jsou dlužníky uhrazeny nejpozději 30 až 90 dní po splatnosti. Pohledávky se

selháním dlužníka, které bývají rovněž souhrnně označovány jako ohrožené pohledávky či jako úvěry se selháním (NPL) se dále člení do tří podkategorií, a to na nestandardní, pochybné a ztrátové. Úvěrová pohledávka se stává ohroženou v okamžiku překročení hranice 90 dní po splatnosti.

Poskytování úvěrů představuje pro banku významný zdroj zisku. Z tohoto důvodu je žádoucí minimalizovat poskytnuté NPL úvěry, neboť tyto úvěry jsou spjaty s velmi nízkou pravděpodobností úplného a včasného splacení. Poskytováním tohoto typu úvěru se tedy banky připravují o peněžní prostředky, které by mohly využít k poskytování nových úvěrů, a tím pádem také o zisk. Příliš vysoká hodnota poskytnutých NPL úvěrů se může negativně projevit také v rámci celé ekonomiky, neboť banky s vyšším množstvím problematických úvěrů budou nuceny snižovat celkovou míru úvěrování, což povede rovněž ke snížení investic, spotřeby a v konečném důsledku také k pomalejšímu ekonomickému růstu (Evropská centrální banka, 2018).

V grafu 2.3 je zachycen vývoj ukazatele NPL ratio, kterým je vyjádřen procentuální podíl NPL úvěrů z kreditních karet na celkovém objemu poskytnutých úvěrů z kreditních karet. Časová řada obsahující čtvrtletní data od roku 2002 po rok 2017 byla získána z databáze České národní banky ARAD.

2.3 Vývoj úvěrů se selháním z kreditních karet v letech 2002 až 2017 – ukazatel NPL ratio



Z grafu 2.3 vyplývá, že nejvýznamnějším obdobím z hlediska vývoje úvěrových pohledávek domácností z kreditních karet je období mezi léty 2010 až 2011, kde je patrný výrazný zlom. Na významné zhoršení platebních schopností dlužníků ve zmíněném období měla pravděpodobně vliv světová finanční krize, která započala v roce 2008 na americkém

hypotečním trhu. Reakcí na hypoteční krizi bylo následné zpřísňování úvěrových podmínek ze stran bankovních institucí. Dalším důsledkem krize v České republice byla od roku 2009 probíhající hospodářská recese a s ní spojený nárůst nezaměstnanosti, který přispěl k problémům dlužníků splácet své závazky vůči bankám. Finanční problémy dlužníků se tak v mnoha případech projevily zvýšením počtu nařízených exekucí, jejichž hlavním důvodem byla právě úvěrová platební neschopnost (časopis Bankovnictví, 2016). Následné období od roku 2012 je z hlediska zadluženosti domácností charakteristické dlouhodobým růstovým trendem, v posledním sledovaném období mezi léty 2016 a 2017 je patrný pokles hodnoty ukazatele NPL ratio. Toto výrazné zlepšení platebních schopností dlužníků je možné vysvětlit aktuální příznivou ekonomickou situací, růstem mezd pracovníků a nízkou nezaměstnaností, jejíž hodnoty v současnosti dosahují svého historického minima. Příznivá ekonomická situace je rovněž odrazem narůstajícího zájmu o půjčky ze stran domácností, jejichž dluhy od začátku roku 2016 významně rostou a tento nárůst je dle statistik ČNB od roku 1993 vůbec nejvyšší (Ekonom, 2018). Časová řada zobrazená v grafu 2.3 je dále podrobena ekonometrické analýze ve čtvrté kapitole této práce.

2.2.5 Současná situace a trendy v používání platebních karet

Převážná většina čipových karet u nás je v současnosti vydávána jako bezkontaktní. Tato vlastnost platebních karet je umožněna prostřednictvím NFC technologie, jejíž nástup je jedním z nejvýznamnějších celosvětových trendů z hlediska rozvoje v oblasti platebního styku. Princip NFC technologie spočívá ve zprostředkování bezdrátové komunikace na velmi krátkou vzdálenost pouze několika centimetrů mezi dvěma elektronickými zařízeními. Tato technologie byla v České republice poprvé použita v roce 2011, a od tohoto roku zájem ze strany klientů českých bank o čipové karty se zabudovanou NFC technologií, tedy o bezkontaktní platební karty, neustále roste (Investujeme.cz, 2014). V posledních letech významně roste podíl vydávaných platebních karet se zabudovanou NFC technologií na celkovém objemu všech typů vydaných karet u nás (Sdružení pro bankovní karty, 2014). Za popularitou bezkontaktních platebních karet pravděpodobně stojí především jejich komfortní používání, které je založeno zejména na jednoduchosti a rychlosti prováděných transakcí. Při placení bezkontaktní platební kartou klient pouze na pár vteřin přiloží kartu k platebnímu terminálu, a v případě, že dlužná částka nepřekročí hodnotu 500 korun, není po držiteli karty vyžadováno zadání PIN kódu.

Jak uvádí Řepková, Skaunic (2014), bezkontaktní platby lze v současnosti uskutečnit nejenom prostřednictvím bezkontaktních debetních a kreditních karet, ale rovněž je možné využít speciální platební nálepky obsahující NFC čip, anebo lze také využít mobilní platby. Pro placení za zboží a služby prostřednictvím chytrých telefonů, je nutné, aby mobilní SIM karta v sobě měla obsaženu NFC technologii a dále si také klient musí do svého telefonu nainstalovat speciální mobilní aplikaci, díky níž dojde k propojení SIM karty s bankovním účtem klienta.

Bezkontaktní placení formou platebních karet je v současnosti velmi rozšířené především v Evropě, v USA naopak roste obliba bezkontaktních plateb prostřednictvím chytrých telefonů. Česká republika (ČR) je v rámci využívání bezkontaktních plateb aktuálně celosvětově na druhém místě po Austrálii. V ČR je v současnosti uskutečňováno až 91 % veškerých plateb kartami bezkontaktně, což dle asociace MasterCard činí z ČR „bezkontaktní velmoc“ s jednoznačným evropským prvenstvím v této oblasti (České noviny, 2018). Dle Hospodářských novin (HN) však i přes tuto skutečnost v ČR nadále převládá obliba hotovostních plateb, kterých dle HN bylo za poslední zkoumaný rok 2017 uskutečněno 67 %, bezhotovostních plateb kartou pouze 33 % (Hospodářské noviny, 2018).

Největší podíl ze všech uskutečněných bezhotovostních transakcí prostřednictvím debetních a kreditních karet v posledních letech zaujímají již zmiňované bezkontaktní platby. Platební karty jsou také čím dál více využívány k platbám po internetu, tedy k e-commerce. Řepková, Skaunic (2014) uvádí, že pro uskutečňování internetových plateb je nejprve nutné, aby klient svou banku vyzval k aktivaci této služby na své platební kartě. Samotné placení pak u nás a také v dalších evropských státech v současnosti v naprosté většině probíhá pomocí služby 3D Secure. Klient je nejprve přesměrován do platební brány, kde zadává identifikační údaje ze své platební karty, a to číslo karty, platnost a třímístný CVC či CVV kód. Druhým krokem je zadání telefonního čísla, na které je následně zaslána SMS zpráva obsahující jednorázový kód. Nakonec klient zadává zmiňovaný jednorázový kód a transakce je tím potvrzena a okamžitě vypořádána. Jurčík (2001) uvádí, že služba 3D Secure slouží především ke zvýšení bezpečnosti internetových plateb a jejím principem je ověřování totožnosti držitele karty, což je garantováno vydavatelem karty, a zároveň ověřování totožnosti obchodníka, jenž je garantováno zúčtovací bankou.

Platební karty u nás jsou držiteli častěji využívány k bezhotovostním transakcím, jejichž objem každoročně roste, naopak počty výběrů z bankomatů meziročně klesají. Za posledních deset let se počet bezhotovostních plateb u nás zvýšil až čtyřnásobně, naopak

počet výběrů z bankomatů za zmiňované desetileté období poklesl až o 63 %. V rámci bezhotovostních plateb byla rovněž zaznamenána menší ochota držitelů karet platit tímto způsobem vyšší částky (nad 500 korun), což lze vysvětlit bezkontaktním charakterem většiny prováděných bezhotovostních plateb. Naprostá většina výběrů z bankomatů je uskutečňována debetními kartami, které jsou k tomuto účelu také určeny. Co se týče uskutečňování výběrů z bankomatů kreditními kartami, je patrný pokles takto prováděných transakcí. Jedním z možných důvodů je samotná podstata kreditních karet, které by primárně k výběrům hotovosti sloužit neměly a často jsou tak tyto transakce zatíženy vysokými úroky a zároveň se na ně nevztahuje bezúročné období (časopis Bankovnictví, 2016).

Z pohledu trendů v oblasti platebního styku je zřejmé, že hotovostní transakce jsou celosvětově na ústupu, a tak je často diskutována otázka úplného zániku placení prostřednictvím bankovek a mincí. Co se týče ČR, čeští účastníci platebního styku dávají paradoxně přednost právě hotovostnímu typu placení před bezhotovostními platbami kartou, čímž se odlišují od převážné většiny zbytku světa. Pokud čeští držitelé platebních karet uskutečňují bezhotovostní platby, je drtivá většina z nich prováděna bezkontaktně, což opět české uživatele platebních karet odlišuje od ostatních, zejména evropských států.

Z průzkumu provedeného pro Českou bankovní asociaci vyplývá, že k případnému úplnému zrušení hotovosti v budoucnu se až dvě třetiny Čechů staví negativně, a to zejména z toho důvodu, že zrušení možnosti platit za zboží a služby bankovkami a mincemi většina z dotázaných považuje za omezení osobní svobody. Z průzkumu rovněž vyplývá zjevný rozdíl mezi generacemi. Mladší uživatelé platebních karet mají k bezhotovostním transakcím pozitivnější vztah, mají v ně větší důvěru a jsou na každodenní používání platebních karet na rozdíl od starších uživatelů zvyklí. Rozdíl ve vnímání hotovostních a bezhotovostních transakcí se také projevuje teritoriálně. Obyvatelé menších měst zaujímají pesimističtější postoj k možnému úplnému zrušení hotovostních transakcí než lidé žijící ve větších městech (FinExpert.cz, 2017).

Dle shodujících se názorů odborníků působících ve finanční sféře hotovost pravděpodobně do budoucna zcela nevymizí, avšak obecně se předpokládá, že se její objem bude i nadále snižovat, a je také velmi pravděpodobné, že kromě tradičních bankovek a mincí dojde k rozšíření kryptoměn, jejichž nejznámějším současným zástupcem je Bitcoin (Česká bankovní asociace, 2017).

3 Popis vybraných metod ekonometrické analýzy

Ekonometrii je možné charakterizovat jako vědní disciplínu, využívající poznatků z několika oborů, především statistiky, matematiky a informatiky. Podstatou ekonometrické analýzy je statistické zpracování zkoumaných dat, přičemž na základě využití nástrojů matematiky, statistiky a informatiky dochází k ověřování závěrů ekonomických teorií.

Následující kapitola je věnována popisu metodiky ekonometrické analýzy, která je dále použita v aplikační části práce pro odhad modelu a predikci pro další období. Postupně jsou popsány jednotlivé fáze procesu ekonometrické analýzy, který dle Hančlové (2012) zahrnuje formulaci modelu, sběr a analýzu dat, odhady parametrů modelu, verifikaci modelu a využití odhadnutého modelu.

Informace potřebné pro zpracování této kapitoly jsou čerpány z publikací Artl, Artlová (2009), Artl, Rublíková (2002), Cipra (2013), Hančlová (2012), Hušek (2007) a z internetové stránky http://homen.vsb.cz/~oti73/cdpast1.

3.1 Formulace modelu

První fází procesu ekonometrické analýzy je formulace teoretického modelu, která se skládá ze tří částí, a to z ekonomické, matematické a ekonometrické formulace modelu.

3.1.1 Ekonomická formulace modelu

V prvním kroku je potřeba provést ekonomickou formulaci modelu, při které dochází především k vymezení předmětu zkoumání a dále ke klasifikaci zkoumaných ekonomických veličin. Následně je nezbytné stanovit a popsat předpokládané vzájemné vztahy a vazby mezi zkoumanými veličinami daného ekonomického modelu. V dalším kroku je formulována výchozí hypotéza popisující předpokládané chování jednotlivých ekonomických veličin v modelu. Výsledný ekonomický model je formulován takovým způsobem, aby jeho prostřednictvím bylo možné popsat podstatu zkoumaného ekonomického problému ve zjednodušené podobě.

Dle Huška (2007) je možné formulaci výchozí ekonomické hypotézy modelu vyjádřit následujícím vztahem

$$y_t = f(x_1, x_2, \dots, x_i), \tag{3.1}$$

kde y_t je vysvětlovaná proměnná, jež je závislá na několika vysvětlujících proměnných x_i.

3.1.2 Matematická formulace modelu

Na ekonomickou formulaci modelu navazuje matematická formulace modelu, v rámci níž dochází k vymezení klíčových proměnných modelu a výchozí ekonomický model je převeden do analytické podoby funkčního předpisu. Následně jsou charakterizovány parametry modelu z hlediska očekávaných pozitivní či negativních vztahů, a nakonec dochází k vytvoření jednoduchého lineárního modelu, který je možné dle Hančlové (2012) zapsat v následující formě

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t, \tag{3.2}$$

kde y_t je vysvětlovaná závislá proměnná, x_t je vysvětlující nezávislá proměnná, β_1 je regresní parametr úrovňové konstanty a β_2 je regresní parametr sklonu.

V diplomové práci je využíván jednorovnicový model, který zahrnuje jednu vysvětlovanou proměnnou a několik vysvětlujících proměnných, z hlediska modelovaných vazeb se jedná o model lineární.

3.1.3 Ekonometrická formulace modelu

Při ekonometrické formulaci modelu je do původního matematického modelu (3.2) přidána náhodná složka ε_t (neboli reziduum či chyba odhadu) a výsledný ekonometrický model je tudíž možné dle Hančlové (2012) zapsat pomocí následujícího vzorce

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \varepsilon_t. \tag{3.3}$$

Tímto posledním krokem je původní deterministický model přetransformován na model stochastický.

3.2 Sběr a analýza dat

Druhou fází procesu ekonometrické analýzy je sběr a analýza dat. Tato fáze spočívá ve vhodné úpravě získaných relevantních dat, a to do takové podoby, aby jejich prostřednictvím bylo možné dosáhnout stanovených cílů celého procesu ekonometrického modelování. Vhodná data mohou být získána z celé řady informačních zdrojů a databází, v závislosti na oblastech, kterých se daný výzkum týká. Za adekvátní a důvěryhodné informační zdroje je možné považovat např. databáze České národní banky – systém časových řad ARAD, Český statistický úřad, databáze Eurostatu a další.

Každou veličinu je možné vymezit časově, prostorově a obsahově. Data, se kterými je v rámci ekonometrického modelování pracováno, lze dle Cipry (2013) rozdělit na časová data ve tvaru časových řad, průřezová data ve tvaru průřezového výběru a panelová data, která jsou kombinací časových a průřezových dat.

Artl, Artlová (2009) uvádí, že za ekonomickou časovou řadu je možné považovat takovou řadu hodnot prostorově a obsahově vymezeného ekonomického ukazatele, která je v čase uspořádána obvykle směrem od minulosti do přítomnosti. V diplomové práci jsou použita pouze data ve formě časových řad, získané veličiny jsou pozorovány ve zvoleném časovém intervalu se stanovenou frekvencí záznamu.

Časové řady jsou následně podrobeny grafické a popisné analýze, je tedy provedena vizualizace dat prostřednictvím bodových diagramů a liniových grafů, a následně je proveden výpočet deskriptivní statistiky. V případě potřeby jsou prováděny další korekce a transformace časových řad.

3.2.1 Analýza odlehlých a extrémních hodnot

K analýze odlehlých a extrémních hodnot je využíváno krabicových diagramů neboli boxplotů. Pomocí krabicového diagramu je možné převést časové řady do grafické podoby.

Diagram se skládá z vlastního těla krabičky, které je vymezeno mezikvartilovým rozpětím (horní část těla krabičky je určena třetím kvartilem, dolní část je vymezena prvním kvartilem), v němž je zobrazeno 50 % veškerých dat. Linie uvnitř těla krabičky zobrazuje medián, tedy hodnotu druhého kvartilu, jenž rozděluje uspořádaná data na dvě stejně velké poloviny. Ze střední části těla krabičky vychází vousy, pomocí nichž je zobrazena variabilita dat ležících vně těla krabičky. Konce vousů označují maximální a minimální hodnotu daného datového souboru, jejich délka by měla být menší anebo rovna 1,5 násobku těla krabičky.

Za odlehlé hodnoty se považují taková data, jež jsou v boxplotu zobrazena pod dolním kvartilem anebo nad horním kvartilem ve vzdálenosti přesahují 1,5 násobek těla krabičky. Extrémními hodnotami jsou hodnoty přesahující délku trojnásobku mezikvartilového rozpětí. Pro odlehlé hodnoty platí, že není nutné je v modelu nahrazovat, pokud nezkreslují výsledky odhadu. Extrémní hodnoty je nezbytné v modelu vždy nahradit.

3.2.2 Dekompozice časových řad

Artl, Rublíková (2002) uvádí, že analýza ekonomických časových řad vychází z předpokladu, že časové řady je možné rozložit na celkem čtyři složky, jedná se o trendovou složku, sezónní složku, cyklickou složku a náhodnou složku.

Trendem je myšlena dlouhodobá vývojová tendence zkoumané časové řady. V průběhu času může docházet ke změnám trendu. Trend může mít rovněž různý charakter, může být rostoucí či klesající, strmý či mírný. Trendová složka časové řady je výsledkem působení několika faktorů, např. může být způsobena změnami podmínek v tržním prostředí daného odvětví.

Za sezónnost je považováno periodické kolísání systematického charakteru. Sezónnost se vyskytuje např. v průběhu kalendářního roku a každým rokem dochází k jejímu opakování v obdobné podobě. Sezónní složka tedy představuje pravidelně se opakující odchylku od trendové složky. Sezónnost v časových řadách může být např. projevem střídání ročních období.

Cyklická složka představuje krátkodobé kolísání okolo dlouhodobého trendu, v rámci čehož dochází ke střídání fází růstu a poklesu. Příkladem cyklické složky může být střídání fází ekonomického cyklu v tržních ekonomikách.

Trendová, sezónní a cyklická složka jsou složkami deterministickými a v rámci dekompozice časových řad se jedná o složky systematické. Stochastickou složkou časových řad je náhodná složka, vyjadřující nesystematické výkyvy a zahrnující náhodné chyby. Trendové a cyklické složky se vyskytují v dlouhodobých časových řadách ročních údajů, sezónní složka se vyskytuje zejména v časových řadách s měsíční či čtvrtletní frekvencí, náhodná složka se vyskytuje v každé časové řadě.

Smyslem dekompozice časových řad je rozložení řad na výše zmíněné složky a následné sezónní očištění, tedy eliminace sezónní složky. Dle Artla, Rublíkové (2002) lze metody dekompozice časových řad rozdělit především na aditivní dekompozici a multiplikativní dekompozici. Volba metody dekompozice souvisí s charakteristikami zkoumaných časových řad.

Aditivní dekompozice časových řad vychází z předpokladu, že časová řada je výsledkem součtu jednotlivých komponent. Dané komponenty musí být měřeny ve stejných jednotkách jako původní časová řada. Tato metoda se využívá v případě, že variabilita hodnot časových řad je v čase konstantní. Aditivní dekompozici časových řad je možné vyjádřit následujícím vztahem

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t, \tag{3.4}$$

kde y_t je původní časová řada, T_t je trendová složka, S_t je sezónní složka, C_t je cyklická složka a ε_t je náhodná složka.

Multiplikativní dekompozice časových řad je založena na předpokladu, že časová řada je výsledkem součinu jednotlivých komponent. Trendová složka musí být vyjádřena ve stejných jednotkách jako výsledná časová řada, zbývající komponenty jsou považovány za bezrozměrné koeficienty v relativním vyjádření. Tato metoda se využívá v případě, že variabilita hodnot časových řad roste anebo se v čase mění. Multiplikativní dekompozici časových řad je možné vyjádřit pomocí rovnice (3.5).

$$y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot \varepsilon_t \tag{3.5}$$

3.2.3 Transformace časových řad

Transformace časových řad se využívá v případě jejich nestacionarity, a to s cílem danou časovou řadu linearizovat a stabilizovat z hlediska variability. Pro nestacionární časové řady je typické, že vykazují rostoucí či klesající trend. Odstranění trendu z časových řad je možné dle Cipry (2013) provést zavedením umělé proměnné, transformací ve tvaru diference, transformací růstem a logaritmickou transformací.

Hušek (2007) uvádí, že v analýze časových řad se zavádění umělých proměnných využívá v případech měření intenzity přechodných vlivů sezónního charakteru anebo odlehlých pozorování. Umělé proměnné se zavádí tehdy, pokud je v rámci časových řad potřeba zahrnout určitý zlom.

Transformaci pomocí diferencí je možné dle Cipry (2013) provést s využitím následujícího vzorce

$$y_t^* = y_t - y_{t-1}, \tag{3.6}$$

kde y_t^* je první diference sledované proměnné v čase t, y_t je sledovaná proměnná v čase t a y_{t-1} je sledovaná proměnná zpožděná o jedno období.

Transformaci dat za využití růstu lze provést dle následujícího vzorce

$$r\mathring{u}st\ y_t = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}, \tag{3.7}$$

kde $r\mathring{u}st\ y_t$ je růst sledované proměnné v čase t.

K linearizaci časových řad lze využít i logaritmů, které však lze aplikovat pouze na proměnné, jež nabývají kladných hodnot. Pomocí logaritmické transformace lze dle Cipry

(2013) redukovat heteroskedasticitu (viz kapitola 3.4.2.2) a šikmost. Linearizaci modelu na základě logaritmické transformace lze dle Cipry (2013) vyjádřit následujícím vztahem

$$lny_t = \beta_1 + \beta_2 lnx_t + \varepsilon_t. \tag{3.8}$$

3.3 Odhady parametrů modelu

Třetí fáze procesu ekonometrické analýzy spočívá ve výběru vhodné metody pro odhadování parametrů daného stochastického modelu. Tento výběr je dle Hančlové (2012) prováděn v závislosti na charakteru ekonometrického modelu, vlastnostech časových řad, složitosti modelovaného systému, dostupnosti softwaru, časové náročnosti a dalších faktorech.

Hančlová (2012) rovněž uvádí, že metody odhadu je možné rozdělit do dvou skupin, a to na metody s omezenou informací, kde odhady jednotlivých rovnic jsou prováděny zvlášť, nejčastěji pomocí metody nejmenších čtverců, a metody s úplnou informací, které slouží k odhadům vícerovnicového systému. V diplomové práci je analyzován jednorovnicový stochastický regresní model, jako odhadová metoda je zvolena metoda nejmenších čtverců.

V této kapitole je postupně popsána korelační analýza, dále metoda regresní analýzy včetně způsobu odhadu lineárního regresního modelu prostřednictvím metody nejmenších čtverců, a nakonec také způsob stanovení koeficientu determinace.

3.3.1 Korelační analýza

K analýze vzájemných vztahů mezi dvěma proměnnými je využíváno koeficientu korelace, jenž určuje sílu lineární závislosti mezi těmito proměnnými. Korelační koeficient může nabývat hodnot v intervalu $\langle -1; 1 \rangle$. Čím více se absolutní hodnota korelačního koeficientu blíží nule, tím méně jsou proměnné modelu vzájemně korelované, a tedy tím více lineárně nezávislé. Pokud koeficient dosahuje významně nenulových hodnot, lze dle Cipry (2013) konstatovat významnou lineární závislost a proměnné modelu jsou považovány za korelované. V případě zjištění silné korelace mezi dvěma vysvětlujícími proměnnými x_n daného modelu je obvykle nezbytné jednu proměnnou z modelu vyloučit (viz kapitola 3.4.2.3).

3.3.2 Regresní analýza

Regresní analýza je důležitým nástrojem ekonometrického modelování, jenž slouží ke kvantifikaci neznámých parametrů v ekonometrickém modelu. Dle Cipry (2013) je hlavním cílem regresní analýzy vysvětlit změny hodnot jedné proměnné prostřednictvím změn hodnot jiných proměnných.

3.3.2.1 Jednoduchý lineární regresní model

Jednoduchý lineární regresní model lze charakterizovat jako model, v němž vysvětlovaná proměnná y_t je v lineárním vztahu s vysvětlujícími proměnnými x_t. Dle Cipry (2013) lze lineární regresní model vyjádřit následujícím vztahem

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \ldots + \beta_{ti} x_{ti} + \varepsilon_t, \tag{3.9}$$

kde y_t je hodnota vysvětlované proměnné v čase t, x_{ti} jsou hodnoty vysvětlujících proměnných v čase t, β_{ti} jsou neznámé parametry modelu a ε_t je reziduální složka modelu. Dle Cipry (2013) je hodnota vysvětlující proměnné x_{t1} rovna jedné, proto se ve formálním zápise modelu nevyskytuje. Parametr β_1 slouží k vyjádření absolutního členu, zbylé parametry β_{ti} lze dle Cipry (2013) interpretovat tak, že v případě zvýšení vysvětlující proměnné x_{ti} o jednu jednotu, ceteris paribus, dojde rovněž ke změně hodnoty vysvětlované proměnné y_t o hodnotu β_{ti}.

3.3.2.2 Metoda nejmenších čtverců

Dle Hančlové (2012) lze k odhadu parametrů jednoduchého lineárního regresního modelu (3.9) použít dvě skupiny metod, a to metodu maximální věrohodnosti a metodu nejmenších čtverců. V diplomové práci jsou parametry modelu odhadnuty pomocí metody nejmenších čtverců, která je obecně metodou nejpoužívanější.

Principem metody nejmenších čtverců S je dle Cipry (2013) minimalizace součtu druhých mocnin vertikálních vzdáleností hodnot vysvětlované proměnné y_t od regresní přímky, tedy nalezení nejmenší kvadratické odchylky mezi zjištěnými a odhadnutými hodnotami, což lze dle Cipry (2013) vyjádřit následujícím vztahem

$$S = \sum_{t=1}^{T} [y_t - (\beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \ldots + \beta_{ti} x_{ti})]^2. \tag{3.10}$$

Pro aplikaci metody nejmenších čtverců (3.10) je dle Hančlové (2012) a Cipry (2013) nezbytné, aby model splňoval následující předpoklady

- lineární regresní model je lineární v parametrech,

- hodnoty x_{ti} jsou fixní, nejedná se o stochastické veličiny,
- střední hodnota náhodné složky je nulová,
- variabilita náhodné složky je konstantní a konečná (homoskedasticita),
- náhodné složky jsou navzájem nekorelované (neexistující autokorelace),
- mezi proměnnými x_{ti} neexistuje dokonalý lineární vztah (neexistující multikolinearita),
- počet pozorování musí být větší než počet parametrů regresního modelu,
- regresní parametry jsou současně nekorelované s náhodou složkou,
- regresní model je správně specifikován a
- náhodná složka má normální rozdělení.

3.3.3 Koeficient determinace

K posouzení shody hodnot generovaných z odhadnutého lineárního regresního modelu se skutečnými daty je využíváno výpočtu koeficientu determinace. Koeficient determinace dle Cipry (2013) udává, do jaké míry lze pomocí odhadnutého regresního modelu vysvětlit variabilitu proměnné y kolem její střední hodnoty $\bar{y}$. Koeficient determinace může nabývat hodnot v intervalu $\langle 0; 1 \rangle$, čím vyšší je jeho hodnota, tím více roste vypovídací schopnost odhadnutého modelu.

V rámci výpočtu koeficientu determinace je nezbytné nejprve vypočítat úplný součet čtverců TSS, který vyjadřuje součet čtverců rozdílů pozorované závislé proměnné y od průměrné hodnoty $\bar{y}$, a dle Hančlové (2012) je určen následujícím vztahem

$$TSS = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2. \tag{3.11}$$

Dalším krokem při výpočtu koeficientu determinace je stanovení reziduálního součtu čtverců RSS, neboli minimalizačního kritéria pro metodu nejmenších čtverců. Reziduální součet čtverců rozdílů pozorované hodnoty vysvětlované proměnné y_i od odhadnuté hodnoty $\hat{y}_i$ lze dle Hančlové (2012) vyjádřit následujícím vztahem

$$RSS = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2. \tag{3.12}$$

Dále je vypočítán vysvětlený součet čtverců ESS, neboli součet čtverců rozdílů odhadnuté hodnoty $\hat{y}_i$ od průměrné hodnoty $\bar{y}$, který dle Hančlové (2012) odpovídá vztahu

$$ESS = \sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \bar{y})^2. \tag{3.13}$$

Nakonec je vypočítán koeficient determinace R^2, který je dle Hančlové (2012) možné vyjádřit jako

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{TSS - RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}. \tag{3.14}$$

Hančlová (2012) dále uvádí, že v případě porovnávání vysvětlujících schopností modelů lišících se počtem pozorování n, či v případě rozšíření modelu o další vysvětlující proměnné je využíván korigovaný koeficient determinace $\bar{R}^2$, který je specifikován jako

$$\bar{R}^2 = 1 - \left[\frac{n-1}{n-k}(1 - R^2)\right], \tag{3.15}$$

kde k je počet proměnných modelu.

3.4 Verifikace modelu

Čtvrtou fází procesu ekonometrického modelování je verifikace modelu, jejíž podstatou je ověření platnosti daného modelu z hlediska statistického, ekonometrického a ekonomického. V případě, že po provedení verifikace první verze modelu dojde ke zjištění určitých nedostatků, je nutné navrátit se do předcházejících tří fází ekonometrického modelování a provést úpravy.

3.4.1 Statistická verifikace

Statistická verifikace spočívá v ověření statistické reálnosti odhadnutých parametrů a zároveň statistické reálnosti celého modelu. Pro testování statistické významnosti jsou využívány především statistické testy, zejména Studentův t-test a F-test. Prostřednictvím t-testu dochází k ověřování statistické významnosti odhadnutých parametrů, F-test je využíván k ověření statistické významnosti celého ekonomického modelu.

Dle Hančlové (2012) mezi základní principy testování statistických hypotéz patří formulace nulové a alternativní hypotézy, výpočet testovací statistiky a rozhodovací pravidlo o přijetí (zamítnutí) nulové hypotézy na příslušné hladině významnosti.

3.4.1.1 Studentův t-test

Statistická hypotéza představuje tvrzení týkající se neznámé vlastnosti rozdělení pravděpodobnosti náhodné proměnné anebo jejích parametrů. Nulová hypotéza H_0 je tvrzení,

jehož platnost se prostřednictvím statistických testů ověřuje a na jejich základě dochází k přijetí či zamítnutí nulové hypotézy. Alternativní hypotéza H_1 zahrnuje zbývající tvrzení neobsažené v nulové hypotéze. Formulace nulové a alternativní hypotézy pro t-test lze dle Hančové (2012) zapsat následujícími vztahy

$$H_0: \beta_i = 0,$$

$$H_1: \beta_i \neq 0. \tag{3.16}$$

Přičemž, pokud platí nulová hypotéza H_0, je regresní parametr β_i statisticky nevýznamný, a pokud platí alternativní hypotéza H_1, je regresní parametr β_i statisticky významný.

Dalším krokem je výpočet testovací statistiky, což je náhodná veličina závislá na náhodném výběru, která má vztah k nulové hypotéze. Dle Hančlové (2012) lze za předpokladu normálního rozdělení náhodné složky testovací statistiku vyjádřit následujícím vztahem

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i - 0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}} \approx t_{df}, \tag{3.17}$$

kde t_{vyp} je vypočtená testovací statistika, $\hat{\beta}_i$ je odhadnutá hodnota regresního parametru, 0 odpovídá střední hodnotě parametru Studentova rozdělení, $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}$ je odhad směrodatné odchylky parametru a t_{df} je Studentovo rozdělení pravděpodobnosti pro počet pozorování n a počet parametrů k. Vypočtená testovací statistika t_{vyp} má Studentovo t-rozdělení se stupni volnosti df, jenž je možné určit jako počet pozorování n mínus počet regresních parametrů β_i v daném regresním modelu $(df = n - k)$.

Následně je stanoveno rozhodovací pravidlo o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy H_0 na příslušné hladině významnosti α, která vyjadřuje pravděpodobnost nesprávného zamítnutí či přijetí nulové hypotézy H_0. Doplňkem hladiny významnosti α je stupeň spolehlivosti $1 - \alpha$, jenž vyjadřuje pravděpodobnost správného zamítnutí či přijetí nulové hypotézy H_0. V diplomové práci je použita 5% hladina významnosti α a tedy 95% stupeň spolehlivosti. Dle Cipry (2013) lze statistický test provést jedním ze tří způsobů, a to s využitím kritického oboru, intervalu spolehlivosti či p-hodnoty.

Pokud je jako rozhodovací pravidlo použit kritický obor, dochází k porovnání vypočítané testovací statistiky t_{vyp} (3.17) s kritickou hodnotou statistiky t_{krit}, kterou je možné stanovit buď pomocí stupňů volnosti df a zvolené hladiny významnosti α v tabulce kritických hodnot, anebo lze tuto hodnotu stanovit pomocí funkce $TINV(\alpha; df)$ v MS Excel.

Pro rozhodovací pravidlo využívající kritického oboru platí dle Hančlové (2012) následující vztah

$$|t_{vyp}| > |t_{krit}|, \tag{3.18}$$

při jehož platnosti dochází k zamítnutí H_0 na dané hladině významnosti α, z čehož vyplývá, že regresní parametr β_i je statisticky významný.

Jako rozhodovací pravidlo je rovněž možné využít interval spolehlivosti (konfidenční interval). Dle Cipry (2013) se jedná o číselný interval, ve kterém se teoretická hodnota daného parametru s např. 95% pravděpodobností nachází. Následně, na základě posouzení, zda hodnota testovaného parametru leží v konfidenčním intervalu či nikoli, dochází k přijetí či zamítnutí nulové hypotézy H_0 na dané hladině významnosti α. Dle Hančlové (2012) lze interval spolehlivosti zapsat jako

$$\hat{\beta}_i - t_{krit}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i} \leq \beta_i \leq \hat{\beta}_i + t_{krit}\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}, \tag{3.19}$$

kde za předpokladu, že testovaná hodnota β_i bude ležet vně intervalu spolehlivosti, je nulová hypotéza H_0 zamítnuta, a odhadnutý regresní parametr $\hat{\beta}_i$ je statisticky významný s např. 95% pravděpodobností.

Rozhodovacím pravidlem může být i p-hodnota. Jedná se o maximální hladinu významnosti, při níž je ještě možné danou nulovou hypotézu H_0 nezamítnout. Dle Hančlové (2012) je výpočet p-hodnoty neboli hladiny významnosti α_{vyp_t}, jenž odpovídá vypočítané statistice t_{vyp}, porovnáván se zvolenou hladinou významnosti α_{zvol} dle následujícího vztahu

$$p - hodnota = \alpha_{vyp_t} < \alpha_{zvol}, \tag{3.20}$$

přičemž v případě splnění tohoto vztahu dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0.

3.4.1.2 F-test

Pro testování statistické významnosti celkového modelu za splnění předpokladu normálního rozdělení náhodné složky na dané hladině významnosti α je využíváno F-testu.

Nejprve je nutné formulovat nulovou hypotézu H_0 a alternativní hypotézu H_1, a to např. dle Hančlové (2012) následovně

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \ldots = \beta_n = 0,$$

$$H_1: \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0 \vee \ldots \vee = \beta_n \neq 0, \tag{3.21}$$

přičemž v případě platnosti nulové hypotézy H_0, jsou koeficienty β_i statisticky nevýznamné s výjimkou úrovňové konstanty a celkový model je tedy statisticky nevýznamný. V případě

platnosti alternativní hypotézy H_1 je alespoň jeden parametr β_i nenulový, a celý model je statisticky významný.

Následně dochází k porovnání kritické hodnoty F-statistiky, kterou je možné nalézt v tabulce kritických hodnot anebo vypočítat prostřednictvím funkce $FINV(\alpha, df_1, df_2)$ v MS Excel, s vypočítanou hodnotou F-statistiky, která je dle Hančlové (2012) stanovena dle následujícího vztahu

$$F_{vyp} = \frac{\frac{ESS}{df_1}}{\frac{RSS}{df_2}} = \frac{\frac{ESS}{k-1}}{\frac{RSS}{n-k}} \approx F_{(df_1, df_2)}. \tag{3.22}$$

Následně je použito rozhodovací pravidlo, v rámci něhož dle Hančlové (2012) platí následující vztah

$$|F_{vyp}| > |F_{krit}|, \tag{3.23}$$

ze kterého vyplývá, že dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na zvolené hladině významnosti α a celkový model je statisticky významný.

Jako rozhodovací pravidlo je rovněž možné využít p-hodnotu tedy vypočítanou hladinu významnosti α_{vyp_F}, kterou lze stanovit pomocí funkce $FDIST(F_{vyp;} df_1; df_2)$ v MS Excel. Vypočítaná p-hodnota je dle Hančlové (2012) následně porovnávána se zvolenou hladinou významnosti α_{zvol} dle následujícího vztahu

$$p - hodnota = \alpha_{vyp_F} < \alpha_{zvol}. \tag{3.24}$$

V případě splnění tohoto vztahu dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0, a celkový model je statisticky významný.

3.4.2 Ekonometrická verifikace

Podstatou ekonometrické verifikace je ověření podmínek nutných pro aplikaci zvolených ekonometrických modelů. Nejprve jsou popsány postupy při testování autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, dále je charakterizováno testování správné specifikace modelu a na závěr také testování normality náhodné složky.

3.4.2.1 Autokorelace

Jedním z velmi důležitých předpokladů pro aplikaci metody nejmenších čtverců (uvedených v kapitole 3.3.2.2), je vzájemná nekorelovanost náhodných složek odhadnutého modelu. V případě porušení této podmínky dochází ke vzniku autokorelace. Dle Hančlové

(2012) lze autokorelaci charakterizovat jako sériovou závislost náhodné složky na svých zpožděných hodnotách.

Mezi možné příčiny vzniku autokorelace dle Hančlové (2012) a Huška (2007) patří

- setrvačnost v rámci vývoje hodnot v časových řadách ekonomických veličin, tedy silná závislost hodnot v čase t na předcházejících hodnotách $t-1$,
- chybná či nepřesná specifikace modelu, při které dochází k nezahrnutí důležité vysvětlující proměnné, anebo k použití nevhodné funkční formy modelu,
- zahrnutí chyb měření vysvětlované proměnné,
- nesprávně nastavené zpoždění u vysvětlujících proměnných, např. pokud jsou vysvětlující proměnné zpožděné různým způsobem a
- nesprávně upravená výběrová data.

K důsledkům autokorelace dle Hančlové (2012) a Huška (2007) patří skutečnost, že

- odhady parametrů modelu jsou sice nestranné a konzistentní, avšak dochází k tomu, že tyto parametry nemají minimální rozptyl,
- odhady parametrů modelu nejsou asymptoticky vydatné a
- rovněž dochází k vychýlení odhadnutého rozptylu náhodné složky, což znamená, že stanovené intervaly spolehlivosti v rámci testování statistických hypotéz se stávají nepřesnými, a tudíž ztrácí svou vypovídací schopnost.

Cipra (2013) uvádí, že nejjednodušší typ autokorelace lze popsat v případě náhodné složky za využití autoregresního modelu prvního řádu *AR(1)*

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t, \tag{3.25}$$

kde ε_t je náhodná složka, ρ je parametr $(-1 < \rho < 1)$, ε_{t-1} je náhodná složka zpožděná o jedno období a u_t je bílý šum. Autoregresní model prvního řádu zachycuje závislost náhodné složky ε_t na její zpožděné hodnotě ε_{t-1}. Dle Cipry (2013) u_t neboli bílý šum představuje časovou řadu vzájemně nekorelovaných veličin, která má nulovou střední hodnotu a konstantní kladný rozptyl. V rámci modelu je důležitým faktorem znaménko parametru ρ. Pokud je parametr ρ kladný, je autokorelovanost pozitivní a pokud je tento parametr záporný, je autokorelovanost negativní, v případě nulového parametru by se jednalo o nekorelovanost.

Výskyt autokorelace v odhadnutém regresním modelu je možné ověřit prostřednictvím několika grafických testů a statistického Durbinova – Watsonova testu autokorelace. Dle Hančlové (2012) mezi grafické testy autokorelace patří zejména XY bodový graf, liniový graf standardizovaných reziduí, autokorelační graf reziduální složky a parciální autokorelační graf.

Prvním ze zmíněných grafických testů autokorelace je XY bodový graf, který se používá k vizualizaci odhadu náhodné složky ε_t dle (3.25), a na základě uspořádání dat lze identifikovat pozitivní autokorelaci, negativní autokorelaci, případně nekorelovanost náhodné složky.

Druhým grafickým testem je liniový graf standardizovaných reziduí, v rámci kterého se hodnoty náhodné složky musí vyskytovat v 95% konfidenčním intervalu a zároveň musí být splněna podmínka jejich náhodného vývoje.

Třetím grafickým testem je autokorelační graf reziduální složky, jehož hlavní funkcí je modelování závislosti náhodné složky na svých zpožděných hodnotách. Dle Hančlové (2012) jsou pomocí autokorelačního grafu zobrazeny autokorelační koeficienty pro lineární závislost ε_t na ε_{t-1}, přičemž na ose y jsou zachyceny autokorelační koeficienty a na ose x je zachycen řád autokorelace.

Posledním typem grafického testu je parciální autokorelační graf, pomocí něhož je zobrazená závislost parciálního koeficientu, kterým jsou očištěny autokorelační koeficienty o všechny vzájemné autokorelace, na řádu autokorelace.

K testování autokorelace prvního řádu se často využívá Durbinův – Watsonův test autokorelace, v rámci něhož jsou nejprve dle Hančlové (2012) formulovány následující hypotézy

$$H_0: \rho = 0,$$

$$H_1: \rho \neq 0, \tag{3.26}$$

kde nulovou hypotézou H_0 je vyjádřeno, že autokorelace prvního řádu není významná, a alternativní hypotézou H_1 je vyjádřena významnost autokorelace prvního řádu, znaménko parametru ρ udává, zda se jedná o kladnou či zápornou autokorelaci.

Následně je vypočtena testová statistika DW, kterou lze dle Cipry (2013) vyjádřit jako normovaný součet čtverců prvních diferencí náhodných složek pomocí následujícího vztahu

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{T}(\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_t^2}. \tag{3.27}$$

Hančlová (2012) uvádí, že DW statistiku je rovněž možné vypočítat za pomocí odhadu parametru $\hat{\rho}$ jako

$$DW \doteq 2(1 - \hat{\rho}), \tag{3.28}$$

pro odhad parametru $\hat{\rho}$ lze dle Cipry (2013) použít následující vztah

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^{T} \hat{\varepsilon}_{t-1}\hat{\varepsilon}_t}{\sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2}. \tag{3.29}$$

V případě, že

- $\hat{\rho} = 0$, $DW \approx 2$, a tedy sousední náhodné složky jsou nekorelované,
- $\hat{\rho} = 1$, $DW \approx 0$, a tedy sousední náhodné složky jsou extrémně pozitivně korelované,
- $\hat{\rho} = -1$, $DW \approx 4$, a tedy sousední náhodné složky jsou extrémně negativně korelované.

Posledním krokem v rámci testování je rozhodnutí o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy H_0 na zvolené hladině významnosti α. Výše zmíněná DW statistika má d-rozdělení s intervalem $\langle 0; 4\rangle$ a s dvěma kritickými hodnotami d_L (dolní) a d_U (horní), které lze nalézt v tabulce kritických hodnot. Vypočítaná hodnota DW statistiky je následně porovnávána s kritickými hodnotami a na základě tohoto porovnání dochází k vyhodnocení nulové hypotézy H_0. V případě platnosti následujícího vztahu dle Hančlové (2012)

$$DW < d_L \vee DW > 4 - d_L, \tag{3.30}$$

dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α, což znamená, že je potvrzena statisticky významná autokorelace náhodné složky prvního řádu. Jestliže platí

$$DW \in \langle d_L, d_U\rangle \vee \langle 4 - d_U, 4 - d_L\rangle, \tag{3.31}$$

jedná se o zónu neprůkaznosti, v níž nelze provést rozhodnutí a přijetí či zamítnutí nulové hypotézy H_0. Existence této zóny je nevýhodou tohoto jinak jednoduchého testu. Pokud platí

$$DW \in \langle d_U, 4 - d_U\rangle, \tag{3.32}$$

je výsledkem testu nezamítnutí nulové hypotézy H_0, neboli zjištění, že autokorelace náhodné složky prvního řádu není statisticky významná na hladině významnosti α.

Hančlová (2012) uvádí, že v případě zahrnutí zpožděné vysvětlující proměnné do daného regresního modelu se pro Durbinův – Watsonův test používá h-statistika. Stanovení statistických hypotéz pro takto modifikovaný Durbinův – Watsonův test odpovídá formulaci dle (3.26). Dalším krokem je výpočet testové statistiky, jež je dle Hančlové (2012) vyjádřena jako

$$h = (1 - 0{,}5DW)\sqrt{\frac{n}{1 - n\hat{\sigma}^2_{\hat{\beta}_{Y_{t-1}}}}} \sim N(0; 1), \tag{3.33}$$

kde $\hat{\sigma}^2_{\hat{\beta}_{Y_{t-1}}}$ vyjadřuje odhad variability u zpožděné proměnné.

Posledním krokem je rozhodnutí o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy H_0 na dané hladině významnosti α, které je provedeno na základě porovnání hodnoty vypočtené h-statistiky dle (3.33) s kritickým oborem $\left(-\infty; -z_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) \cup \left(z_{1-\frac{\alpha}{2}}; \infty\right)$. V případě platnosti vztahu

$$|h| > z_{1-\frac{\alpha}{2}}, \tag{3.34}$$

dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α.

V případě, že výše zmíněnými testy dojde ke zjištění existující autokorelace, je nutné provést její odstranění, a to dle Hančlové (2012) přidáním trendové proměnné, přidáním zpožděné vysvětlované proměnné či aplikací Cochrane – Orcuttovy metody. Zvolení vhodného způsobu vedoucího k odstranění či zmírnění autokorelace souvisí bezprostředně s důvody jejího vzniku.

Jednou z možností, jak autokorelaci odstranit je přidání relevantní vysvětlující proměnné do regresního modelu, zejména v případě chybné specifikace modelu.

Dalším způsobem odstranění autokorelace je zavedení zpožděné vysvětlované proměnné y_{t-1} do modelu. Tato metoda je využívána v případě zjištěné nestacionarity časových řad, avšak její nevýhodou je možný výskyt silné autokorelace mezi vysvětlujícími proměnnými a novou vysvětlovanou proměnnou y_{t-1}.

Posledním zmíněným přístupem je aplikace Cochrane – Orcuttovy metody. Dle Cipry (2013) je tato metoda použitelná v případě potvrzení autokorelace prvního řádu dle Durbinova – Watsonova testu. Principem metody je transformace původní regresní rovnice (3.9) za využití odhadu parametru ρ do následujícího tvaru

$$y_t - \rho y_{t-1} = (1-\rho)\beta_1 + \beta_2\left(x_{t2} - \rho x_{t-1,2}\right) + \ldots + \beta_k\left(x_{tk} - \rho x_{t-1,k}\right) + u_t, \tag{3.35}$$

přičemž tuto rovnici je možné dle Cipry (2013) dále upravit (za předpokladu, že hodnota parametru ρ je známá) jako

$$y_t^* = \beta_1^* + \beta_2 x_{t2}^* + \ldots + \beta_k x_{tk}^* + u_t, \tag{3.36}$$

kde $y_t^* = y_t - \rho y_{t-1}$, $\beta_1^* = (1-\rho)\beta_1$, $x_{t2}^* = x_{t2} - \rho x_{t-1,2}$ a $x_{tk}^* = x_{tk} - \rho x_{t-1,k}$.

3.4.2.2 Heteroskedasticita

Dalším předpokladem pro aplikaci metody nejmenších čtverců dle kapitoly 3.3.2.2 je podmínka konstantní a konečné variability náhodné složky, tedy splnění předpokladu homoskedasticity rozptylu náhodné složky v jednoduchém lineárním regresním modelu.

Opakem homoskedasticity rozptylu je heteroskedasticita, která, jak uvádí Hančlová (2012), značí měnící se variabilitu náhodné složky v regresním modelu.

Dle Hančlové (2012) a Huška (2007) patří k příčinám vzniku heteroskedasticity

- chybná specifikace modelu – opomenutí relevantních vysvětlujících proměnných,
- rozdílné hodnoty průřezových dat,
- kumulace chyb měření,
- odlehlá pozorování a
- nesprávně upravená výběrová data.

K důsledkům heteroskedasticity dle Hančlové (2012) patří skutečnost, že

- v případě malých výběrových souborů jsou odhady regresních parametrů modelu lineární a nevychýlené, a dochází k tomu, že rozptyl těchto parametrů je zkreslený a není vydatný,
- v případě velkých výběrových souborů jsou odhady regresních parametrů modelu asymptoticky nestranné a konzistentní, a zároveň nejsou asymptoticky vydatné.

Výskyt heteroskedasticity v odhadnutém regresním modelu je možné zjistit prostřednictvím grafické analýzy a rovněž na základě využití statistických testů.

Grafickou analýzou se dle Hančlové (2012) zkoumá především vývoj čtverců standardizované náhodné složky v čase, přičemž tyto hodnoty by měly ležet v konfidenčním intervalu $\langle 0; 1{,}96^2 \rangle$, a být náhodně rozloženy. Použitelnost grafické analýzy pro rozpoznání heteroskedasticity se dle Cipry (2013) v praxi vztahuje pouze na takové situace, ve kterých je známá příčina jejího vzniku, a z tohoto důvodu jsou častěji využívány statistické testy.

Jedním z nejčastěji používaných statistických testů je dle Cipry (2013) Whiteův test, pomocí něhož se měří závislost kvadratické náhodné složky $\hat{\varepsilon}_t^2$ na dalších proměnných. Prvním krokem při aplikaci Whiteova testu je vytvoření pomocného modelu, jenž je odvozen z regresního modelu dle (3.9). Konkrétním příkladem může být dle Cipry (2013)

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \varepsilon_t. \tag{3.37}$$

Pomocný model odvozený z (3.37) má dle Cipry (2013) následující podobu

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{t2} + \alpha_3 x_{t3} + \alpha_4 x_{t2}^2 + \alpha_5 x_{t3}^2 + \alpha_6 x_{t2} x_{t3} + u_t. \tag{3.38}$$

Dalším krokem je formulace výchozích hypotéz

$$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \ldots = \alpha_n = 0,$$

$$H_1: \alpha_2 \neq 0 \vee \alpha_3 \neq 0 \vee \dots \alpha_n \neq 0. \tag{3.39}$$

Prostřednictvím nulové hypotézy H_0 je vyjádřená závislost rozptylu náhodné složky pouze na úrovňové konstantě α_1, ostatní parametry $\alpha_n = 0$ nemají na změnu rozptylu náhodné složky vliv. Hypotézou H_0 je tedy formulováno tvrzení o existenci homoskedasticity a hypotézou H_1 je formulováno tvrzení o heteroskedasticitě.

Následně je dle Hančlové (2012) proveden výpočet testovací statistiky χ^2

$$\chi^2_{vyp} = nR^2 \sim \chi^2_{df}, \tag{3.40}$$

kde χ^2_{vyp} je hodnota vypočítané testové chi-statistiky, R^2 je koeficient determinace a df je počet vysvětlujících proměnných po odhadu metodou nejmenších čtverců.

Posledním krokem testování je rozhodnutí o přijetí či zamítnutí nulové hypotézy H_0 na zvolené hladině významnosti α. Hodnota chi-statistiky vypočtená dle (3.40) je porovnávána s kritickou hodnotou χ^2_{krit}, kterou je možné stanovit prostřednictvím funkce $CHIINV(\alpha; df)$ v MS Excel. V případě platnosti následujícího vztahu

$$\chi^2_{vyp} > \chi^2_{krit}, \tag{3.41}$$

dochází dle Hančlové (2012) k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α, a tedy ke zjištění, že v modelu se vyskytuje heteroskedasticita, kterou je třeba odstranit anebo zmírnit.

Odstranění heteroskedasticity se provádí především prostřednictvím aplikace vážené metody nejmenších čtverců. Tato metoda je založena na úpravě původních časových řad, které jsou dále použity k odhadu transformovaného ekonometrického modelu.

3.4.2.3 Multikolinearita

Dle Hančlové (2012) multikolinearita označuje existenci silného vztahu lineární závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými daného regresního modelu. Tento vztah se může dále projevit jako významná párová anebo vícenásobná korelace mezi vysvětlujícími proměnnými. V případě vzniku multikolinearity dochází k porušení jednoho z předpokladů pro aplikaci metody nejmenších čtverců dle kapitoly 3.3.2.2.

Dle Hančlové (2012) a Huška (2007) patří k příčinám vzniku multikolinearity

- totožná trendová tendence ve vývoji časových řad,
- neexperimentální charakter dat v průřezové analýze,
- zahrnutí zpožděných vysvětlujících proměnných a
- zahrnutí umělých proměnných.

K důsledkům multikolinearity dle Hančlové (2012) patří především skutečnost, že

- odhady parametrů jsou sice nezkreslené a vydatné, ale mají velkou variabilitu a kovarianci a
- je nemožné oddělit vliv jednotlivých vysvětlujících proměnných na vysvětlovanou proměnnou.

Výskyt multikolinearity v odhadnutém regresním modelu je možné zjistit prostřednictvím korelační matice, vícenásobného koeficientu determinace a míry korelovanosti.

Korelační matice se využívá v případě zjišťování výskytu párové korelace mezi dvěma vysvětlujícími proměnnými modelu. Dle Hančlové (2012) musí pro prvky korelační matice, s výjimkou prvků na diagonále, platit následující podmínka

$$\left|r_{x_i x_j}\right| < 0{,}8, \tag{3.42}$$

což znamená, že absolutní hodnoty párových koeficientů korelace $r_{x_i x_j}$ by neměly být větší než 0,8. V opačném případě dochází ke zjištění existence významné multikolinearity.

Vícenásobný koeficient korelace je používán v případě výskytu vícenásobné lineární závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými modelu. Nejprve je nutné pro původní odhadnutý lineární regresní model vypočítat původní koeficient determinace $R^2_{původní}$ dle (3.14). Dále je proveden odhad regresních modelů, v rámci nichž je vždy každá vysvětlující proměnná $x_i (i = 2{,}3, \ldots, n)$ vysvětlována v závislosti na ostatních vysvětlujících proměnných modelu, a to dle Hančlové (2012) na základě následujícího vztahu

$$x_{i,t} = \alpha_{i1} + \alpha_{i2}x_{t,2} + \ldots + \alpha_{i,i-1}x_{t,i-1} + \alpha_{i,i+1}x_{t,i+1} + \ldots + \alpha_{in}x_{t,n} + \varepsilon_{it}, \tag{3.43}$$

přičemž pro každý regresní model $x_{i,t}$ je vypočítán nový koeficient determinace $R^2_{x_i}$.

Dalším krokem je provedení F-testu, pro který jsou dle Hančlové (2012) formulovány následující hypotézy

$$H_0\text{: v modelu není významná multikolinearita,}$$

$$H_1\text{: v modelu je významná multikolinearita.} \tag{3.44}$$

Dále je dle následujícího vztahu vypočítána testová F-statistika

$$F_{vyp} = \frac{\frac{R^2_{x_i}}{df_1}}{\frac{1 - R^2_{x_i}}{df_2}} = \frac{\frac{R^2_{x_i}}{k-2}}{\frac{1 - R^2_{x_i}}{n-k+1}} \sim F_{(k-2;n-k+1)}, \tag{3.45}$$

kde k je počet parametrů v původním modelu a n je počet pozorování. Posledním krokem je porovnání vypočítané hodnoty testové statistiky s kritickou hodnotou. V případě platnosti

$$F_{vyp} > F_{krit}, \tag{3.46}$$

dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α.

Poslední způsobem zjišťování výskytu multikolinearity v regresním modelu je výpočet míry korelovanosti, který je možné provést prostřednictvím výpočtu faktoru změny variability VIF, koeficientu tolerance TOL a podmíněného indexu matice CI.

Pro výpočet faktoru změny variability VIF lze dle Hančlové (2012) použít následující vztah

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_{x_i}^2}, \tag{3.47}$$

kde v případě, že koeficient determinace je

- $R_{x_i}^2 = 0$, pak $VIF_i = 1$ a
- $R_{x_i}^2 = 1$, pak $VIF_i \to \infty$.

Platí tedy, že čím vyšší je hodnota faktoru změny variability, tím vyšší je závislost x_i na ostatních vysvětlujících proměnných, a tedy tím silnější je multikolinearita.

Z výpočtu faktoru změny variability VIF (3.47) vychází výpočet koeficientu tolerance TOL, který lze dle Hančlové (2012) vyjádřit jako

$$TOL_i = \frac{1}{VIF_i} = 1 - R_{x_i}^2, \tag{3.48}$$

kde v případě, že koeficient determinace je

- $R_{x_i}^2 = 0$, pak $TOL_i = 1$ a
- $R_{x_i}^2 = 1$, pak $TOL_i \to \infty$.

Platí tedy, že čím nižší je hodnota koeficientu tolerance, tím vyšší je závislost x_i na ostatních vysvětlujících proměnných, a tedy tím silnější je multikolinearita.

Výpočet podmíněného indexu matice CI vychází z korelační matice a dle Hančlové (2012) je vyjádřen následujícím vztahem

$$CI_i = \sqrt{\frac{\lambda_{max}}{\lambda_i}}, \tag{3.49}$$

kde λ_{max} vyjadřuje hodnotu největšího vlastního čísla λ_i korelační matice. V případě, že

- $CI_i < 10$, jedná se o slabou závislost,
- $30 < CI_i < 100$, jedná se o středně silnou až silnou závislost a

- $CI_i \geq 100$ jedná se o silnou multikolinearitu.

Jestliže dojde ke zjištění výskytu významné multikolinearity v modelu, je nutné provést její odstranění anebo zmírnění. Hančlová (2012) uvádí, že odstranění multikolinearity je možné provést rozšířením původního výběrového souboru, odstraněním problematické vysvětlující proměnné či transformací proměnných.

3.4.2.4 Specifikace modelu

Jedním z důležitých předpokladů pro aplikaci metody nejmenších čtverců v kapitole 3.3.2.2 je správná specifikace regresního modelu. Dle Hančlové (2012) patří mezi nejčastější chyby v rámci specifikace modelu vynechání významné vysvětlující proměnné, zahrnutí nerelevantních proměnných a špatná funkční forma modelu.

V rámci specifikační analýzy je využíváno několika statistických testů, mezi něž dle Huška (2007) patří testy specifikace s přesně stanovenou alternativní hypotézou H_1 a testy chybné specifikace, v rámci nichž není alternativní hypotéza H_1 formulována. K testům specifikace se řadí testování pomocí t-testu dle 3.4.1.1 a testování pomocí F-testu dle 3.4.1.2. Mezi testy chybné specifikace lze zařadit již zmíněný Durbinův – Watsonův test v kapitole 3.4.2.1, dále grafickou analýzu reziduální složky a rovněž Ramseyův RESET test.

Základním předpokladem RESET testu je tvrzení, že v případě chybné specifikace modelu dochází k zahrnutí těchto informací do náhodné složky. Prvním krokem aplikace RESET testu je dle Hančlové (2012) formulace nulové hypotézy

$$H_0\text{: model je správně specifikován,}$$

$$H_1\text{: model není správně specifikován.} \tag{3.50}$$

Následně je proveden odhad regresního modelu $S1$ a výpočet koeficientu determinace R_{S1}^2. Dalším krokem je zahrnutí predikované proměnné ve druhé a ve třetí mocnině, nový odhad modelu $S2$ a výpočet nového koeficientu determinace R_{S2}^2.

Dále je vypočítána testová statistika a to dle Hančlové (2012) na základě vztahu

$$F_{vyp} = \frac{\frac{(R_{S2}^2 - R_{S1}^2)}{df_1}}{\frac{(1 - R_{S2}^2)}{df_2}} \sim F_{(df1,df2)}, \tag{3.51}$$

kde df_1 je hodnota vyjadřující počet nových proměnných v modelu $S2$ a df_2 je počet pozorování snížený o počet regresních parametrů pro model $S2$. Posledním krokem je rozhodovací pravidlo

$$F_{vyp} > F_{krit}. \tag{3.52}$$

V případě platnosti (3.52) dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α, a tedy ke zjištění, že regresní model $S1$ není správně specifikován.

3.4.2.5 Normalita náhodné složky

Dalším předpokladem nezbytným pro aplikaci metody nejmenších čtverců dle 3.3.2.2 je normální rozdělení náhodné složky pro všechna t. Testování normality reziduí je dle Hančlové (2012) možné provést prostřednictvím grafických nástrojů a rovněž prostřednictvím neparametrických testů normality.

Mezi nástroje grafické analýzy pro testování normality reziduí se řadí histogram rozdělení četností a Gaussova křivka, a P-P a Q-Q grafy. Histogram rozdělení četností slouží k vizualizaci rozdělení četností náhodné složky a je srovnáván s Gaussovou křivkou hustoty pravděpodobnosti. Pomocí P-P plot grafu jsou zobrazeny kumulativní četnosti náhodné složky na ose y a kumulativní pravděpodobnosti náhodné složky na ose x. V grafu je rovněž zobrazena 45° osa vyjadřující ideální vývoj, velikosti odchylek od této osy určují chyby v normalitě náhodné složky. Q-Q graf slouží k porovnání teoretických a empirických kvantilů, v grafu je rovněž zachycena 45° osa, pomocí níž je zkoumán ideální průběh.

Mezi neparametrické testy normality se řadí test dobré shody χ^2, Jargue – Bera test (JB – test) a Kolmogorov – Smirnov test (KS – test). Všechny uvedené testy normality mají obdobnou formulaci nulové hypotézy H_0, která vychází z předpokladu normálního rozdělení náhodné složky.

V rámci testování normality náhodné složky je nejprve nutné stanovit hypotézy, jejichž formulace pro test dobré shody χ^2 má dle Hančlové (2012) následující tvar

H_0: normální rozdělení náhodné složky není porušeno,

H_1: normální rozdělení náhodné složky je porušeno. (3.53)

Dále je dle Hančlové (2012) vypočítána testová statistika jako

$$\chi^2_{vyp} = \sum_{i=1}^{M} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \sim \chi^2(df), \tag{3.54}$$

kde O_i jsou empirické četnosti v i – té řadě, E_i jsou očekávané četnosti v i – té třídě $i = 1,2,\dots,m$ a $df = m - 1$.

Nakonec je dle Hančlové (2012) formulováno rozhodovací pravidlo

$$\chi^2_{vyp} > \chi^2_{krit}, \tag{3.55}$$

kde χ^2_{krit} je kritická hodnota vypočítaná pomocí funkce $CHIINV(\alpha; df)$ v MS Excel. V případě platnosti (3.55) dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α, rozdíly mezi empirickým a teoretickým rozdělením četností náhodné složky jsou tedy statisticky významné.

Formulace hypotéz pro ***JB* – test** je dle Hančlové (2012) následující

H_0: výběrové rozdělení náhodné složky pochází z normálního rozdělení,

H_1: výběrové rozdělení náhodné složky nepochází z normálního rozdělení. (3.56)

Dále je dle Hančlové (2012) vypočítána testová statistika

$$JB = n\left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24}\right] \sim \chi^2(df = 2), \tag{3.57}$$

kde S je koeficient šikmosti vyjadřující míru asymetričnosti rozdělení kolem střední hodnoty, K je koeficient špičatosti určující tloušťku konců hustoty rozdělení a výšku vrcholu rozdělení a n je počet pozorování.

Posledním krokem je rozhodovací pravidlo, které má dle Hančlové (2012) následující tvar

$$\chi^2_{vyp} > \chi^2_{krit}. \tag{3.58}$$

V případě jeho platnosti, dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α, rozdíly mezi výběrovými a teoretickými statistikami šikmosti či špičatosti jsou tedy statisticky významné.

Posledním testem normality je KS – test, jehož formulace hypotéz dle Hančlové (2012) je následující

H_0: $F_n(x)$ odpovídá $\phi(x)$,

H_1: $F_n(x)$ neodpovídá $\phi(x)$, (3.59)

kde $F_n(x)$ je distribuční funkce rozdělení náhodného výběru a $\phi(x)$ je teoretická distribuční funkce.

Dalším krokem je výpočet testové statistiky, jenž je dle Hančlové (2012) vyjádřen jako

$$KS_{vyp} = \sqrt{n}D \sim N(0; 1), \tag{3.60}$$

kde D odpovídá největšímu rozdílu kladných a záporných odchylek.

Nakonec je stanoveno rozhodovací pravidlo, které má dle Hančlové (2012) následující podobu

$$KS_{vyp} > KS_{krit}, \tag{3.61}$$

kde KS_{krit} je kritická hodnota testové statistiky, kterou lze stanovit pomocí tabulky kritických hodnot. V případě platnosti (3.61) dochází k zamítnutí nulové hypotézy H_0 na hladině významnosti α, rozdíly mezi výběrovou a teoretickou distribuční funkcí náhodné složky jsou tedy statisticky významné.

3.4.3 Ekonomická verifikace

Poslední fází ověřování platnosti odhadnutého regresního modelu je provedení ekonomické verifikace. Součástí ekonomické verifikace je především ekonomická interpretace odhadnutých regresních parametrů, zdůvodnění případných korekcí prováděných v průběhu procesu modelování, celkové zhodnocení vypovídací schopnosti odhadnutého modelu a rovněž posouzení využitelnosti výsledků ekonometrického modelování v praxi.

Ekonomická verifikace vychází z původních ekonomických předpokladů vyslovených v rámci formulace modelu a jejím smyslem je ověření správnosti odhadnutých regresních parametrů a správnosti odhadnutého modelu jako celku v souvislosti s těmito původními ekonomickými předpoklady.

V rámci ekonomické verifikace dochází dle Huška (2007) především k ověřování správnosti znamének a velikosti číselných hodnot odhadnutých parametrů modelu. Ekonomická verifikace tedy vede ke zjištění, zda dochází k souladu mezi získanými odhadnutými hodnotami a původními teoretickými předpoklady modelu. V případě shody je možné výsledný model považovat za zjednodušené avšak odpovídající zobrazení zkoumaného problému.

V případě, že dojde ke zjištění, že znaménka či hodnoty odhadnutých parametrů jsou odlišné od výchozích ekonomických předpokladů, je dle Huška (2007) nezbytné provést úpravy, a to zejména z hlediska specifikace modelu a zároveň znovu ověřit, zda výchozí teoretická ekonomická formulace modelu má reálný základ. Hušek (2007) rovněž uvádí, že k častým příčinám negativních závěrů ekonomické verifikace lze zařadit neadekvátnost dat, která jsou k odhadu regresního modelu použita a rovněž nesplnění předpokladů nezbytných pro aplikaci vybraných odhadových metod.

3.5 Využití odhadnutého modelu

Závěrečnou fází procesu ekonometrické analýzy je fáze využití odhadnutého modelu, která bezprostředně souvisí s hlavním zvoleným cílem celého ekonometrického modelování. Dle Hančlové (2012) lze metody zjišťování možností využití odhadnutého modelu rozdělit na analýzu vývoje či chování zkoumaného ekonomického jevu na základě dostupných dat, predikci vývoje zkoumané veličiny v budoucnosti, a využití odhadnutého modelu k optimálnímu řízení hospodářské politiky. V diplomové práci je odhadnutý regresní model použit pro zhodnocení vlivu jednotlivých faktorů na vývoj závislé proměnné, hospodářsko-politická doporučení a predikci budoucího vývoje vysvětlované závislé proměnné.

Hančlová (2012) uvádí, že k predikci vývoje odhadnuté závislé veličiny je možné využít znalosti hodnot vysvětlujících proměnných, střední a individuální hodnotu a bodovou a intervalovou predikci.

Predikci dle znalosti hodnot vysvětlujících proměnných lze rozdělit na predikci ex post a ex ante. Predikce ex post vychází ze znalosti hodnot všech vysvětlujících proměnných s jistotou pro daná prognózovaná období. Predikce ex ante je založena na odhadu hodnot všech vysvětlujících proměnných, neboť pro daná prognózovaná období nelze tyto hodnoty s jistotou určit.

Predikce střední hodnoty je založena na prognóze střední hodnoty vysvětlované závislé proměnné na vyrovnané regresní funkci. Predikce individuální hodnoty vychází z prognózování individuální vysvětlované závislé proměnné zatížené chybou predikce pozorování od vyrovnané střední hodnoty.

Bodová predikce vysvětlované závislé proměnné je použita, jestliže dochází k predikci hodnoty této proměnné pouze jednou hodnotou. Intervalová predikce vysvětlované závislé proměnné je využita v případě, že dochází k predikci této hodnoty prostřednictvím stanovení intervalu spolehlivosti pro danou hladinu významnosti α.

Dle Hančlové (2012) je nejprve nutné provést odhad chyby predikce střední hodnoty pro výběrové rozdělení $\hat{y}_0$

$$\hat{y}_0 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_0, \tag{3.62}$$

přičemž střední hodnota $E(\hat{y}_0)$ odpovídá vztahu

$$E(\hat{y}_0) = E(\beta_1) + E(\beta_2)x_0 = \beta_1 + \beta_2 x_0, \tag{3.63}$$

a rozptyl $var(\hat{y}_0)$ je stanoven jako

$$var(\hat{y}_0) = \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum_{t=1}^{n}(x_t - \bar{x})^2}\right], kde\ \sigma^2 = \frac{RSS}{df} = \frac{RSS}{n-k}. \quad (3.64)$$

Dále je dle (3.63) a (3.64) vypočítána testová statistika t

$$t = \frac{\hat{y}_0 - (\beta_1 + \beta_2 x_0)}{\sqrt{var(\hat{y}_0)}}. \quad (3.65)$$

Nakonec je dle Hančlové (2012) určena hodnota konfidenčního intervalu jako

$$\hat{y}_0 - t_{krit}\sqrt{var(\hat{y}_0)} \leq E(y_0/x_0) \leq \hat{y}_0 + t_{krit}\sqrt{var(\hat{y}_0)}. \quad (3.66)$$

V případě predikce individuální hodnoty je dle Hančlové (2012) postupováno obdobně. Nejprve je stanovena chyba predikce $(y_0 - \hat{y}_0)$ vyjádřená jako

$$(y_0 - \hat{y}_0) = \beta_1 + \beta_2 x_0 + \varepsilon_0 - \left(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_0\right), \quad (3.67)$$

kde střední hodnota chyby predikce $E(y_0 - \hat{y}_0) = 0$ a rozptyl $var(y_0 - \hat{y}_0)$ je vyjádřen jako

$$var(y_0 - \hat{y}_0) = \sigma^2 \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{\sum_{t=1}^{n}(x_t - \bar{x})^2}\right]. \quad (3.68)$$

Dále je vypočítána testová statistika t

$$t = \frac{y_0 - \hat{y}_0}{\sqrt{var(y_0 - \hat{y}_0)}}. \quad (3.69)$$

Posledním krokem je dle Hančlové (2012) stanovení konfidenčního intervalu

$$\hat{y}_0 - t_{krit}\sqrt{var(y_0 - \hat{y}_0)} \leq E(y_0/x_0) \leq \hat{y}_0 + t_{krit}\sqrt{var(y_0 - \hat{y}_0)}. \quad (3.70)$$

4 Zhodnocení vlivu vybraných faktorů na vývoj úvěrů se selháním z kreditních karet

V následující kapitole je na základě zhodnocení vlivu vybraných faktorů specifikován ekonometrický model vývoje úvěrů se selháním z kreditních karet poskytovaných domácnostem v České republice, a rovněž je predikován budoucí vývoj této zkoumané proměnné.

Nejprve je model formulován ekonomicky, matematicky a ekonometricky. Následně je provedena grafická a popisná analýza, v rámci níž je vývoj časových řad zobrazen prostřednictvím bodových diagramů a liniových grafů, rovněž je vypočítána deskriptivní statistika. Dalším krokem je analýza odlehlých a extrémních hodnot a dekompozice a transformace časových řad. Poté je provedena korelační analýza, odhad parametrů modelu prostřednictvím metody nejmenších čtverců a rovněž je zhodnocen koeficient determinace. Dále je provedena statistická, ekonometrická a ekonomická verifikace modelu. Postupně je testována přítomnost autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity, dále je ověřována správnost specifikace modelu a normalita náhodné složky. Nakonec je povedena intervalová a bodová predikce.

Ekonometrické modelování je prováděno pomocí programu SPSS na základě metodiky uvedené ve třetí kapitole. Pro ověřování matematických testů, které jsou součástí verifikace modelu je použit MS Excel.

Informace potřebné pro zpracování této kapitoly jsou čerpány z publikace Jurečka (2010), z odborného článku Melecký, Melecký a Šulganová (2015), z vyhlášky č. 163/2014 Sb., o výkonu činnosti bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry, z internetových stránek Českého statistického úřadu, z metodických listů ČNB, z databáze České národní banky – systém časových řad ARAD a z veřejné databáze Českého statistického úřadu.

4.1 Formulace modelu

Výchozí fází procesu ekonometrického modelování je formulace modelu, která se skládá ze tří částí. Nejprve je provedena ekonomická formulace modelu, v rámci níž jsou blíže charakterizovány jednotlivé proměnné modelu a jejich předpokládané vzájemné vazby,

rovněž je formulována ekonomická hypotéza. Dále je výchozí ekonomický model převeden do matematické podoby a přidáním náhodné složky je vytvořen ekonometrický model.

4.1.1 Ekonomická formulace modelu

V rámci ekonometrického modelování je zkoumána závislost úvěrů se selháním z kreditních karet poskytovaných domácnostem v České republice na vybraných makroekonomických datech českého bankovního sektoru. Konkrétní hodnoty použitých dat jsou uvedeny v Příloze č. 2.

Mezi výchozí proměnné modelu patří

- pohledávky z úvěrů se selháním z kreditních karet,
- reálný hrubý domácí produkt,
- průměrná hrubá měsíční mzda,
- obecná míra nezaměstnanosti,
- míra inflace,
- úrokové sazby z kreditních karet a
- důchodový efekt měnového kurzu.

Vysvětlovanou proměnnou modelu je procentuální podíl pohledávek z úvěrů se selháním z kreditních karet na celkovém objemu poskytnutých úvěrů z kreditních karet, tedy NPL ratio. V diplomové práci je pracováno pouze s úvěrovými pohledávkami z kreditních karet za obyvatelstvo, které jsou vyjádřeny v mil. Kč. Hodnoty úvěrových pohledávek jsou předpokládány pouze za banky a pobočky zahraničních bank na území ČR (Česká národní banka, 2018). Jako úvěrové pohledávky se selháním dlužníka jsou na základě kategorizace dle vyhlášky č. 163/2014 Sb., o výkonu činnosti bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry považovány pohledávky, u nichž je jejich úplné anebo alespoň částečné splacení ze strany dlužníka nejisté. Z vyhlášky rovněž vyplývá, že za úvěrové pohledávky se selháním jsou označovány pohledávky, které jsou po splatností déle než 90 dní. Vývoj časové řady této zkoumané proměnné mezi léty 2002 až 2017 je zachycen v grafu 2.3.

První z šesti výše uvedených vysvětlujících proměnných modelu je hrubý domácí produkt (HDP). HDP je makroekonomický ukazatel, pomocí něhož je vyjádřen celkový ekonomický výkon dané země. Jedná se o peněžní vyjádření celkové hodnoty výrobků a služeb vyprodukovaných za dané období výrobními faktory umístěnými na území daného státu, v tomto případě tedy na území České republiky, a to bez ohledu na to, kdo tyto výrobní

faktory vlastní (Jurečka, 2010). V diplomové práci je použit reálný HDP ve stálých cenách, tedy v cenách očištěných od změn, který je stanoven pomocí výdajové metody. Podstatou použité výdajové metody pro výpočet HDP je součet výdajů domácností, firem, vlády a zahraničních subjektů na nákup výrobků a služeb vyprodukovaných v dané zemi za sledované období (Jurečka, 2010). Údaje o HDP použité v práci jsou vyjádřeny v mil. Kč. Předpokládaný vztah mezi hodnotou HDP a vysvětlovanou proměnnou je negativní, protože s růstem HDP roste výkonnost dané ekonomiky, čímž zpravidla dochází k poklesu hodnoty nesplacených úvěrových pohledávek z kreditních karet.

Mzda je obecně chápána jako forma pracovního příjmu, jedná se tedy o odměnu pracovníků za vykonanou práci. Údaje o průměrné hrubé měsíční mzdě zaměstnanců použité v diplomové práci vychází z šetření Českého statistického úřadu o výši průměrné měsíční mzdy v přepočtu na fyzické osoby u ekonomických subjektů členěných dle Odvětvové klasifikace ekonomických činností (Česká národní banka, 2018). Průměrná hrubá mzda je uvedena v nominálním vyjádření v tis. Kč jako podíl mezd bez ostatních osobních nákladů na jednoho zaměstnance evidenčního počtu. Hrubá mzda je stanovena jako mzda před snížením o pojistné na veřejné zdravotní pojištění a sociální zabezpečení a zálohové splátky daně z příjmů fyzických osob. Evidenční počet zaměstnanců zahrnuje osoby, které jsou vůči zaměstnavateli v pracovním, služebním či členském poměru (Český statistický úřad, 2018). Předpokládaný vztah mezi výší průměrné hrubé měsíční mzdy a vysvětlovanou proměnnou je negativní, protože s růstem průměrné hrubé měsíční mzdy zpravidla dochází ke zlepšení platební situace dlužníků, a tudíž k poklesu hodnoty nesplacených úvěrových pohledávek z kreditních karet.

Obecná míra nezaměstnanosti je vyjádřena jako procentuální podíl počtu nezaměstnaných na celkové pracovní síle, tedy na ekonomicky aktivním obyvatelstvu. Za ekonomicky aktivní obyvatelstvo jsou považovány osoby zaměstnané a nezaměstnané, avšak aktivně si hledající práci, ve věku 15 až 64 let (Jurečka, 2010). Údaje o obecné míře nezaměstnanosti použité v diplomové práci vychází z Výběrového šetření pracovních sil Českého statistického úřadu. Předpokládaný vztah mezi obecnou mírou nezaměstnanosti a vysvětlovanou proměnnou je pozitivní, protože s růstem míry nezaměstnanosti zpravidla dochází k zhoršení platební situace dlužníků, a tedy k růstu hodnoty nesplacených úvěrových pohledávek z kreditních karet.

Prostřednictvím míry inflace je vyjádřen růst cenové hladiny ve sledovaném časovém období. Cenová hladina je stanovena jako vážený průměr cen výrobků a služeb v dané

ekonomice a k jejímu měření se využívají cenové indexy, přičemž nejčastěji používaným cenovým indexem je index spotřebitelských cen CPI. Prostřednictvím CPI je zachycena změna výrobků a služeb nakupovaných domácnostmi, a to tak, že je provedeno srovnání nákladů vynaložených na nákup spotřebního koše výrobků a služeb v cenách běžného období k nákladům na tentýž spotřební koš v cenách základního období (Jurečka, 2010). V diplomové práci je míra inflace vyjádřena jako meziroční procentní změna čtvrtletních hodnot indexu spotřebitelských cen. Údaje o hodnotách CPI jsou získány z veřejné databáze Českého statistického úřadu. Předpokládaný vztah mezi mírou inflace a vysvětlovanou proměnnou je pozitivní, protože s růstem míry inflace zpravidla dochází k růstu hodnoty nesplacených úvěrových pohledávek z kreditních karet. Důvodem tohoto předpokládaného pozitivního vztahu je skutečnost, že s rostoucí inflací klesá kupní síla peněz, čímž se snižuje hodnota příjmů obyvatelstva, což může dále vést ke zhoršení platebních schopností dlužníků a následným problémům souvisejícím s úhradou závazků vyplývajících z úvěrů z kreditních karet.

Úrokové sazby z kreditních karet, které jsou použity v diplomové práci, jsou stanoveny jako průměrné sazby z korunových úvěrů z kreditních karet poskytnutých bankami domácnostem (Česká národní banka, 2018). Úrokové sazby jsou stanoveny v procentech a jejich předpokládaný vztah k vysvětlované proměnné je pozitivní, protože s růstem úrokových sazeb z kreditních karet dochází k růstu nákladovosti tohoto typu úvěrů, což se dále může projevit zhoršením platebních schopností dlužníků, a tedy zvýšením hodnoty nesplacených úvěrových pohledávek z kreditních karet.

Poslední vysvětlující proměnnou modelu je důchodový efekt měnového kurzu, který je vypočítán jako součin reálného efektivního kurzu koruny a otevřenosti ekonomiky. Otevřenost ekonomiky je stanovena jako podíl součtu exportu a importu domácí ekonomiky na HDP v nominálním vyjádření (Melecký, Melecký a Šulganová, 2015). Efektivní měnový kurz představuje hodnotu koruny vůči koši vybraných měn, a to v poměru stanoveném na základě velikosti obchodu mezi domácí zemí a danou zahraniční zemí. Pomocí efektivního kurzu je tedy určována míra mezinárodní konkurenceschopnosti České republiky (Česká národní banka, 2018). Předpokládaný vztah mezi důchodovým efektem měnového kurzu a vysvětlovanou proměnnou je pozitivní. V případě, že klesá efektivní kurz, znamená to, že domácí měna znehodnocuje oproti měnám zahraničním. Toto znehodnocení se projeví poklesem poptávaného množství zahraničních statků, které se vlivem změny efektivního kurzu stávají pro domácí subjekty drahými. Naopak domácí statky vůči zahraničním statkům

zlevní, což se projeví zvýšením exportu. Růst exportu zvýší zisky domácích firem, což může vést také k růstu mezd pracovníků, a v konečném důsledku také ke zlepšení platebních schopností dlužníků, a tedy k snížení hodnoty nesplacených úvěrových pohledávek z kreditních karet.

Výchozí ekonomická formulace modelu je zachycena následujícím vztahem

$$NPL_t = f(HDP_t^-, w_t^-, u_t^+, \pi_t^+, i_t^+, DE_t^+), \tag{4.1}$$

kde NPL_t je procentuální podíl pohledávek z úvěrů se selháním z kreditních karet na celkovém objemu poskytnutých úvěrů z kreditních karet, tedy hodnota NPL ratio, HDP_t je reálný hrubý domácí produkt, w_t je průměrná hrubá měsíční mzda, u_t je obecná míra nezaměstnanosti, π_t je míra inflace, i_t jsou úrokové sazby z kreditních karet a DE_t je důchodový efekt měnového kurzu.

4.1.2 Matematická formulace modelu

Matematická formulace modelu, která je odvozena z rovnice 3.2, má následující podobu

$$NPL_t = \beta_1 + \beta_2 HDP_t + \beta_3 w_t + \beta_4 u_t + \beta_5 \pi_t + \beta_6 i_t + \beta_7 DE_t. \tag{4.2}$$

4.1.3 Ekonometrická formulace modelu

Ekonometrická formulace modelu, která je odvozena z rovnice 3.3, má následující podobu

$$NPL_t = \beta_1 + \beta_2 HDP_t + \beta_3 w_t + \beta_4 u_t + \beta_5 \pi_t + \beta_6 i_t + \beta_7 DE_t + \varepsilon_t. \tag{4.3}$$

Odhad regresního modelu je zachycen následujícím vztahem

$$NPL_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 HDP_t + \hat{\beta}_3 w_t + \hat{\beta}_4 u_t + \hat{\beta}_5 \pi_t + \hat{\beta}_6 i_t + \hat{\beta}_7 DE_t + \hat{\varepsilon}_t, \tag{4.4}$$

přičemž ekonomické hypotézy jsou stanoveny pro každý uvedený parametr zvlášť a je možné je vyjádřit následovně

$$\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3 < 0,$$

$$\hat{\beta}_4, \hat{\beta}_5, \hat{\beta}_6, \hat{\beta}_7 > 0. \tag{4.5}$$

Z rovnice 4.5 vyplývá, že pozitivní závislost s vysvětlovanou proměnnou je očekávána u obecné míry nezaměstnanosti, míry inflace, úrokových sazeb z kreditních karet a u důchodového efektu měnového kurzu. Negativní závislost s vysvětlovanou proměnnou je

očekávána u reálného hrubého domácího produktu a u průměrné hrubé měsíční mzdy. V Příloze č. 3 jsou tyto předpokládané vzájemné vztahy mezi proměnnými modelu graficky zobrazeny pomocí bodových diagramů (na původních neupravených datech), z nichž vyplývá, že ekonomické předpoklady jsou splněny pouze u parametru β_7. V následujícím textu práce jsou proto dále tato vstupní data upravována.

4.2 Sběr a analýza dat

Podstatou analýzy vstupních dat modelu je jejich vhodná úprava, a to do takové podoby, aby jejich prostřednictvím bylo možné ověřit stanovené hypotézy. V této fázi jsou tedy časové řady nejprve podrobeny grafické a popisné analýze, dále je provedena analýza odlehlých a extrémních hodnot a také dekompozice a transformace časových řad.

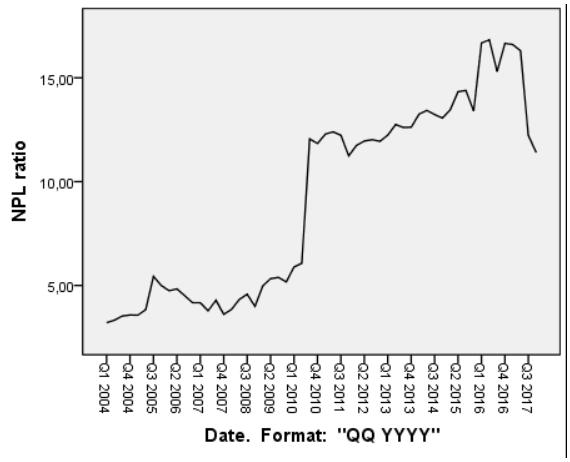
4.2.1 Grafická a popisná analýza dat

V diplomové práci je pracováno s čtvrtletními časovými řadami zjišťovanými pro český bankovní sektor za období mezi prvním čtvrtletím roku 2004 až po čtvrté čtvrtletí roku 2017 (celkem 56 pozorování). Data, se kterými je počítáno, jsou čerpána především z databáze ČNB – systém časových řad ARAD. Výjimkou jsou údaje týkající se hodnot indexu spotřebitelských cen, které jsou nezbytné pro stanovení míry inflace. Údaje k CPI jsou čerpány z veřejné databáze Českého statistického úřadu.

V kapitole 4.1.1 byly formulovány předpokládané vzájemné vztahy mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a jednotlivými vysvětlujícími proměnnými. V Příloze č. 3 jsou tyto předpokládané vztahy mezi proměnnými modelu zobrazeny pomocí bodových diagramů. Dále je v Příloze č. 4 zachycen výpočet deskriptivní statistiky modelu, který zahrnuje údaje o počtu pozorování, počtu chybějících hodnot a také údaje o charakteristikách polohy, variability a tvaru.

V následujícím grafu 4.1 je zobrazen vývoj časové řady vysvětlované proměnné NPL ratio za sledované období prvního čtvrtletí roku 2004 až po čtvrté čtvrtletí roku 2017.

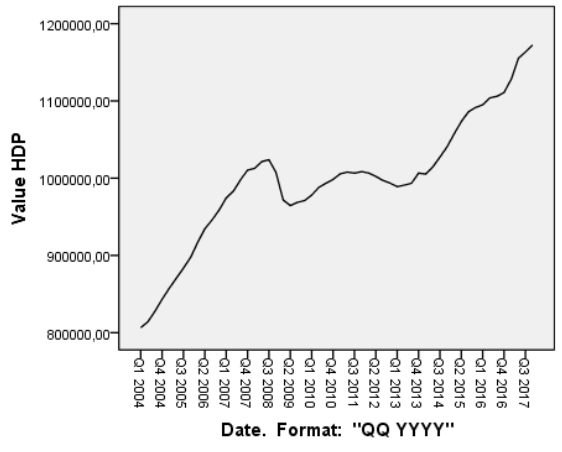
Graf 4.1 Vývoj NPL ratio



V souvislosti s udržením finanční stability by vývoj ukazatele NPL ratio, tedy podílu úvěrových pohledávek se selháním z kreditních karet na celkových úvěrových pohledávkách tohoto typu, měl dosahovat co nejnižších hodnot. Z grafu 4.1 je patrné, že v období mezi léty 2004 až 2010 je vývoj úvěrů v selhání poměrně stabilní, avšak v roce 2010 dochází k významnému zlomu z pohledu vývoje těchto pohledávek. Jak bylo uvedeno v kapitole 2.2.4, za výrazným zhoršením platebních schopností dlužníků v tomto období pravděpodobně stála americká hypoteční krize a její celosvětové dopady. Následující období vývoje ukazatele NPL je od roku 2012 charakteristické růstovým trendem. V posledním sledovaném období od roku 2016 je patrný pokles hodnot ukazatele NPL, jehož pravděpodobným důvodem je současná příznivá ekonomická situace.

V následujícím grafu 4.2 je zobrazen vývoj časové řady vysvětlující proměnné HDP za sledované období prvního čtvrtletí roku 2004 až po čtvrté čtvrtletí roku 2017.

Graf 4.2 Vývoj HDP

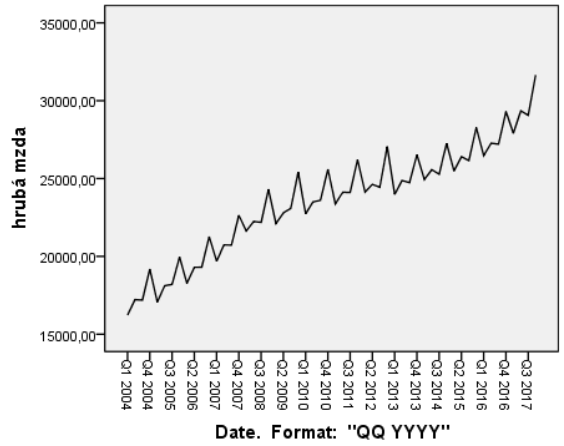


Z grafu 4.2 je možné vypozorovat, že vývoj časové řady HDP, až na propad přetrvávající v období let 2008 až 2010, je stabilně rostoucí. Důvodem zmiňovaného poklesu HDP byla

ekonomická recese, která v tomto zmiňovaném období na území České republiky převládala. Důvodem recese byly celosvětové dopady finanční krize, která započala v roce 2008. V posledních letech je však ekonomická situace velice příznivá a hodnota HDP je proto rostoucí.

V následujícím grafu 4.3 je zobrazen vývoj časové řady vysvětlující proměnné hrubá mzda za sledované období prvního čtvrtletí roku 2004 až po čtvrté čtvrtletí roku 2017.

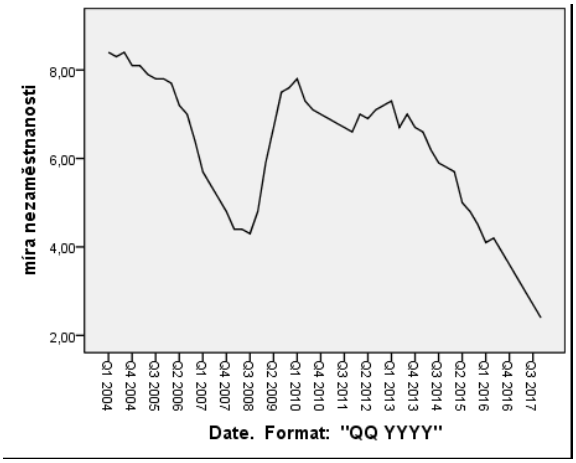
Graf 4.3 Vývoj hrubé mzdy



Z grafu 4.3 je zřejmé, že vývoj hrubé mzdy v čase periodicky kolísá a zároveň je zde patrný dlouhodobý růstový trend. Rostoucí vývojový trend této časové řady je zejména v posledních letech umocněn současnou příznivou ekonomickou situací, která je charakteristická rostoucí ekonomickou produktivitou, která je mimo jiné spojena s vysokou zaměstnaností a také s růstem mezd.

V následujícím grafu 4.4 je zobrazen vývoj časové řady vysvětlující proměnné míra nezaměstnanosti za sledované období prvního čtvrtletí roku 2004 až po čtvrté čtvrtletí roku 2017.

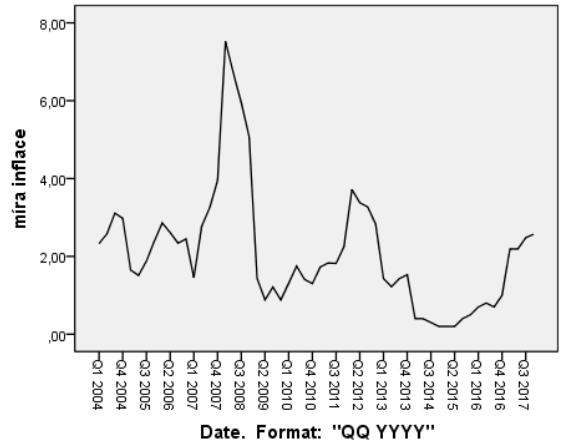
Graf 4.4 Vývoj míry nezaměstnanosti



Vývoj míry nezaměstnanosti je zejména od roku 2010 v čase klesající. Výjimkou je právě období mezi léty 2008 až 2010, kdy za zvýšenou nezaměstnaností stála finanční krize a její dopad na českou ekonomiku. Po překlenutí tohoto problematického období nezaměstnanost neustále klesá a v současnosti je na svém historickém minimu. Míra nezaměstnanosti vykazovaná v České republice je taktéž aktuálně (červen 2018) dle ČSÚ nejnižší v rámci celé Evropské unie.

V následujícím grafu 4.5 je zobrazen vývoj časové řady vysvětlující proměnné míra inflace za sledované období prvního čtvrtletí roku 2004 až po čtvrté čtvrtletí roku 2017.

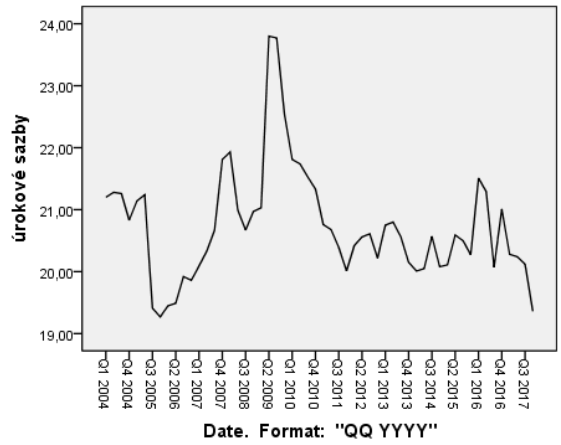
Graf 4.5 Vývoj míry inflace



Vývoj míry inflace je až na dvě období udržován v konstantně nízkých hodnotách. Prvním problematickým obdobím pro vývoj inflace je období spojované s již zmiňovanou finanční krizí, jejímž důsledkem byla mimo jiné právě rostoucí hodnota inflace. Druhý výkyv ve vývoji časové řady míry inflace patrný z grafu 4.5 byl způsoben devizovými intervencemi České národní banky, které byly prováděny za účelem udržení kurzu koruny vůči euru.

V následujícím grafu 4.6 je zobrazen vývoj časové řady vysvětlující proměnné úrokové sazby za sledované období prvního čtvrtletí roku 2004 až po čtvrté čtvrtletí roku 2017.

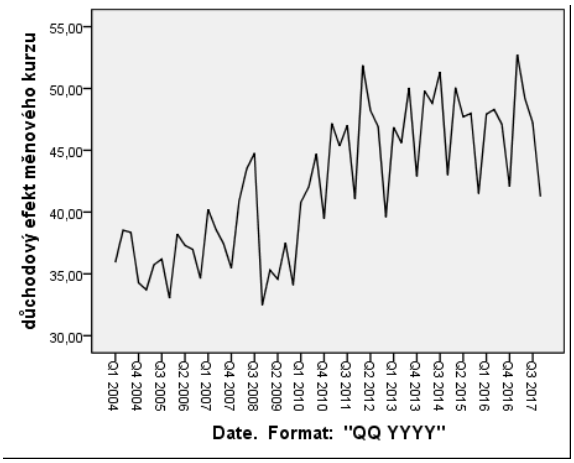
Graf 4.6 Vývoj úrokových sazeb



Z grafu 4.6 je patrné, že vývoj úrokových sazeb z kreditních karet dosáhl svého maxima na úrovni okolo 24 % v období recese v roce 2010, poté začaly úrokové sazby mírně klesat na hodnoty v rozmezí 20–22 %, na kterých se drží až do současnosti. Lze tedy konstatovat, že vývoj sazeb je možné považovat za konstantní, avšak jejich výše naznačuje, že se jedná o jedny z nejdražších spotřebitelských úvěrů na trhu.

V následujícím grafu 4.7 je zobrazen vývoj časové řady vysvětlující proměnné důchodový efekt měnového kurzu za sledované období prvního čtvrtletí roku 2004 až po čtvrté čtvrtletí roku 2017.

Graf 4.7 Vývoj důchodového efektu měnového kurzu



Z grafu 4.7 je patrné, že vývoj vysvětlující proměnné důchodový efekt měnového kurzu je stabilně rostoucí, v každém čtvrtletí je však znatelné střídání poklesu a nárůstu hodnoty tohoto ukazatele. Je tedy zřejmé, že pro tuto časovou řadu je charakteristická sezónnost, kterou bude nutné v dalších částech ekonometrického modelování odstranit.

4.2.2 Analýza odlehlých a extrémních hodnot

Analýza odlehlých a extrémních hodnot je provedena pro vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a všechny vysvětlující proměnné. Výsledky analýzy jsou zachyceny v následující tabulce Tab. 4.1. Grafické zobrazení dat prostřednictvím boxplotů je uvedeno v Příloze č. 5.

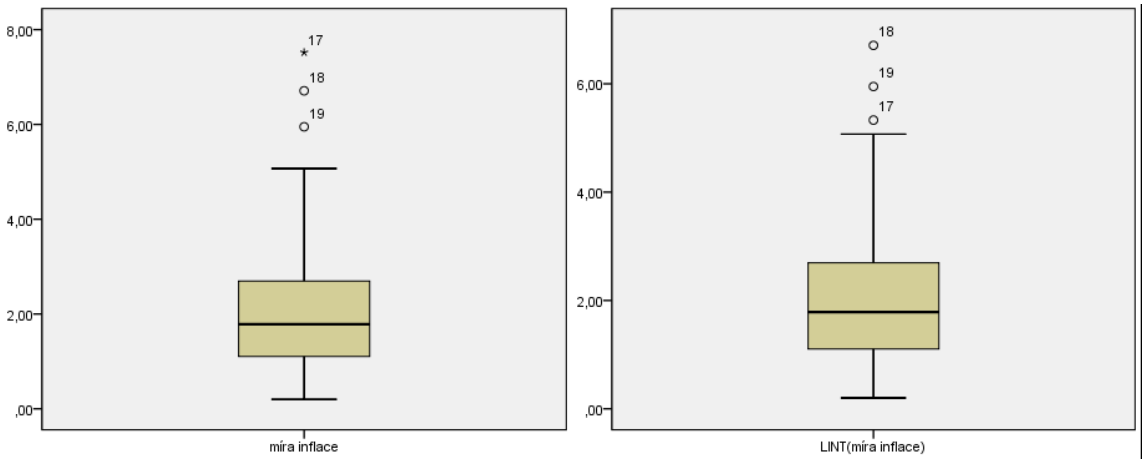
Tab. 4.1 Analýza odlehlých a extrémních hodnot

	počet pozorování	střední hodnota	směrodatná odchylka	chybějící hodnoty		odlehlé a extrémní hodnoty	
				počet	%	dolní	horní
NPL ratio	56	9,2088	4,69275	0	,0	0	0
HDP	56	997536,9643	82870,52706	0	,0	6	4
w	56	23573,1250	3572,13158	0	,0	0	0
u	56	6,1339	1,58186	0	,0	0	0
π	56	2,0932	1,54166	0	,0	0	3
i	56	20,7382	,91351	0	,0	0	2
DE	56	42,2023	5,70751	0	,0	0	0

Výskyt odlehlých hodnot je na základě provedení analýzy odlehlých a extrémních hodnot zjištěn u tří vysvětlujících proměnných, jedná se o hrubý domácí produkt, míru inflace a o úrokové sazby. Jak vyplývá z kapitoly 3.2.1, pro odlehlé hodnoty platí, že není nutné je v modelu jakkoli nahrazovat, protože jejich výskyt nezkresluje další výpočty.

Extrémní hodnoty je však nezbytné v modelu vždy nahradit. Výskyt extrémní hodnoty je zjištěn pouze u vysvětlující proměnné míra inflace a k jejímu nahrazení je použita metoda lineární interpolace. V následujícím grafu 4.8 je zobrazena časová řada proměnné míra inflace před a po nahrazení extrémní hodnoty, v tabulce Tab. 4.2 jsou zobrazeny konkrétní výsledky této úpravy.

Graf 4.8 Náhrada extrémní hodnoty míry inflace



Tab. 4.2 Náhrada extrémní hodnoty míry inflace

	počet pozorování	střední hodnota	směrodatná odchylka	chybějící hodnoty počet	%	odlehlé a extrémní hodnoty dolní	horní
původní π	56	2,0932	1,54166	0	,0	0	3
upravená π	56	2,0541	1,42485	0	,0	0	2

4.2.3 Dekompozice časových řad

Z kapitoly 3.2.2 je zřejmé, že každou časovou řadu je možné rozložit na čtyři složky, a to na trendovou složku, sezónní složku, cyklickou složku a náhodnou složku, přičemž smyslem dekompozice časových řad je rozložení časových řad na tyto čtyři zmíněné složky a následné sezónní očištění.

V diplomové práci je použita metoda multiplikativní dekompozice časových řad, která je využívána v případech, kdy variabilita hodnot časových řad roste anebo se v čase mění. Dekompozice časových řad je prostřednictvím programu SPSS aplikována na vysvětlující proměnné hrubá mzda a důchodový efekt měnového kurzu, u nichž byla na základě předchozího zobrazení dat prostřednictvím liniových grafů zjištěna sezónnost, a také na vysvětlovanou proměnnou NPL ratio. Zobrazení původních časových řad a sezónně očištěních časových řad je uvedeno v Příloze č. 6.

4.2.4 Transformace časových řad

Způsoby transformace časových řad jsou uvedeny v kapitole 3.2.3. Z kapitoly 3.2.3 vyplývá, že časové řady je třeba transformovat v případě, kdy jsou nestacionární. Smyslem transformace časových řad tedy je jejich linearizace a stabilizace z hlediska variability.

V diplomové práci je použita transformace časových řad za využití růstu dle vzorce (3.7), ve kterém je použita sledovaná proměnná zpožděná o čtyři období. Do podoby meziroční procentní míry růstu čtvrtletních dat jsou tedy upraveny časové řady vysvětlujících proměnných hrubý domácí produkt a hrubá mzda, jejichž vývoj je zachycen v grafech 4.2 a 4.3.

Vzhledem k tomu, že ve většině zkoumaných časových řad je viditelný dopad finanční krize, který je zobrazen jako zlom např.ve vývoji časové řady vysvětlované proměnné NPL ratio v grafu 4.1, je v rámci transformace časových řad vytvořena také umělá proměnná. Smyslem umělé proměnné je zmírnění dopadů krize na vývoj časových řad zkoumaných proměnných v letech 2007 až 2011. Umělá proměnná je vytvořena v programu SPSS takovým

způsobem, že v uvedených obdobích krize je hodnota umělé proměnné rovna jedné, ve zbývajících obdobích je rovna nule.

V dalších částech práce je již počítáno se sezónně očištěnými a transformovanými časovými řadami.

4.3 Odhady parametrů modelu

V následující podkapitole je nejprve řešena vzájemná závislost mezi jednotlivými proměnnými modelu. Je tedy provedena korelační analýza, v rámci níž je vypočítána korelační matice a následně také křížová korelace pro jednotlivé proměnné. Dalším krokem je odhad lineárního regresního modelu a výpočet koeficientu determinace.

4.3.1 Korelační analýza

V Příloze č. 7 je pomocí korelační matice zobrazena vzájemná závislost mezi jednotlivými proměnnými modelu. V korelační matici jsou zobrazeny vzájemné vztahy mezi proměnnými upravenými dle postupů uvedených v kapitole 4.2. Proměnné označené jako SAS jsou sezónně očištěny a proměnné označené jako růst jsou transformovány do podoby meziroční procentní míry růstu čtvrtletních dat. Časová řada proměnné míra inflace, která je prostřednictvím lineární interpolace upravena v části 4.2.2., je označena jako LINT.

Pro jednotlivé proměnné je vypočítán Pearsonův koeficient korelace (Pearson Correlation), který udává sílu lineární závislosti mezi proměnnými. Korelační koeficient nabývá hodnot v intervalu $\langle -1; 1 \rangle$. Hodnota korelačního koeficientu mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnnou by měla být co nejvyšší. V případě nízké korelace mezi vysvětlovanou a vysvětlující proměnnou je vhodné tuto vysvětlující proměnnou z modelu vyloučit. Hodnoty korelace mezi vysvětlujícími proměnnými by naopak měly být co nejnižší, a to z důvodu možného výskytu multikolinearity v modelu. Vzájemná závislost mezi vysvětlujícími proměnnými by tedy neměla překročit hodnotu 0,8. Hodnoty zachycené na diagonále matice, zobrazující vzájemný vztah mezi totožnou proměnnou, jsou vždy rovny jedné. Hodnota Sig. zobrazená v korelační matici udává statistickou významnost proměnné. Pokud je daná proměnná modelu významná, je hodnota Sig. menší než 0,05.

Z korelační matice uvedené v Příloze č. 7 vyplývá, že existuje významná pozitivní lineární závislost mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou důchodový efekt měnového kurzu, kdy hodnota korelačního koeficientu je 0,894. Dále je

zřejmá významná negativní lineární závislost mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou hrubá mzda (korelační koeficient je -0,538), mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou míra nezaměstnanosti (korelační koeficient je -0,452), mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou míra inflace (korelační koeficient je -0,507) a mezi vysvětlovanou proměnnou NPL a umělou proměnnou krize (korelační koeficient je -0,374). Jako nevýznamné se jeví hodnoty korelace mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlujícími proměnnými HDP (korelační koeficient je -0,176) a úrokové sazby (korelační koeficient je -0,237). Závislosti mezi vysvětlovanými proměnnými jsou ve všech případech menší než 0,8, proto není potřeba provádět další úpravy.

V Příloze č. 8 je zachycena křížová korelace mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a jednotlivými vysvětlujícími proměnných modelu. Pomocí křížové korelace je modelován časový vztah mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými modelu. U vysvětlující proměnné hrubý domácí produkt je zjištěno zpoždění o 7 období, u vysvětlující proměnné hrubá mzda je zjištěno zpoždění o 6 období a u vysvětlující proměnné míra inflace je zjištěno zpoždění o 3 období. Naopak u vysvětlujících proměnných míra nezaměstnanosti a úrokové sazby je zjištěn růst v čase o 2 období, u proměnné krize pak růst o 7 období. U proměnné důchodový efekt měnového kurzu je zjištěna nejvyšší hodnota korelace v čase 0. Pro časově upravené proměnné je opět proveden výpočet Pearsonova koeficientu korelace, jehož výsledky jsou zobrazeny prostřednictvím korelační matice v Příloze č. 9. Vzhledem k tomu, že i po testování časových zpoždění je z korelační matice zřejmé, že vysvětlující proměnná úrokové sazby z kreditních karet je nevýznamná, nebude již tato proměnná pro další výpočty uvažována. Naopak proměnná hrubý domácí produkt se po zohlednění časových zpoždění jeví jako významná, proto je v modelu ponechána.

4.3.2 Odhad lineárního regresního modelu

Odhad parametrů lineárního regresního modelu je proveden prostřednictvím metody nejmenších čtverců, jejíž princip je uveden v kapitole 3.3.2.2.

V programu SPSS bylo nejprve testováno několik variant modelu, z nichž pro další ekonometrické modelování je vybrán pouze jeden model s nejlepší vypovídací schopností. Na základě výsledků korelační analýzy není v dalších výpočtech zohledněna proměnná úrokové sazby z kreditních karet.

Nejprve byla v programu SPSS provedena lineární regrese pro model s časovými řadami proměnných upravených dle kapitoly 4.2, tedy bez zohlednění možných časových zpoždění. Tento model má následující podobu

$$NPL_{SAS_t} = \beta_1 + \beta_2 růstHDP_t + \beta_3 růstw_{SAS_t} + \beta_4 u_t + \beta_5 LINT(\pi)_t + \beta_7 DE_{SAS_t} + \beta_8 krize_t + \varepsilon_t, \quad (4.6)$$

kde NPL_{SAS_t} je sezónně očištěná vysvětlovaná proměnná NPL ratio v čase t, $růstHDP_t$ je růst vysvětlující proměnné hrubý domácí produkt v čase t, $růstw_{SAS_t}$ je růst sezónně očištěné vysvětlující proměnné hrubá mzda v čase t, u_t je vysvětlující proměnná míra nezaměstnanosti v čase t, $LINT(\pi)_t$ je vysvětlující proměnná míra inflace v čase t upravená o výskyt extrémních hodnot, DE_{SAS_t} je sezónně očištěná vysvětlující proměnná v čase t a $krize_t$ je umělá proměnná v čase t.

Výsledky regresní analýzy pro model (4.6) jsou uvedeny v Příloze č. 10. Z výsledků vyplývá, že velikost koeficientu determinace je sice poměrně vysoká (91,7 %), avšak vysvětlující proměnné HDP a hrubá mzda se jeví jako statisticky nevýznamné, v dalším kroku by tedy tyto proměnné musely být z modelu vyloučeny. Z tohoto důvodu bylo přistoupeno k zohlednění časových zpoždění.

Původní formulace odhadu parametrů regresního modelu uvedená ve vzorci (4.5) je tedy upravena z výše zmíněných důvodů do následujícího tvaru

$$NPL_{SAS_t} = \beta_1 + \beta_2 růstHDP_{t-7} + \beta_3 růstw_{SAS_t} + \beta_4 u_t + \beta_5 LINT(\pi)_t + \beta_7 DE_{SAS_t} + \beta_8 krize_{t+7} + \varepsilon_t. \quad (4.7)$$

Z rovnice (4.7) vyplývá, že na základě výsledků křížové korelace uvedených v Příloze č. 8 je vysvětlující proměnná hrubý domácí produkt zpožděna o 7 období a vysvětlující proměnná krize v čase roste o 7 období. Časové posuny u vysvětlujících proměnných HDP a krize jsou v souladu s výsledky křížové korelace. Možné časové posuny u ostatních vysvětlujících proměnných byly postupně testovány, avšak z důvodu snížení vypovídací schopnosti modelu jako celku a zhoršení významnosti ostatních proměnných modelu, je od dalších časových posunů upuštěno. U proměnné důchodový efekt měnového kurzu není v souvislosti s výsledky křížové korelace posunutí v čase nutné. Výsledky regresní analýzy pro model (4.7) jsou uvedeny v Příloze č. 11.

Z Přílohy č. 11 je zřejmé, že přítomnost parametru β_5 v modelu je statisticky nevýznamná, z tohoto důvodu je tedy z modelu vyloučena proměnná míra inflace. Konečná verze modelu, který je v následujících částech práce podroben dalším výpočtům je zobrazena prostřednictvím následujícího vzorce

$$NPL_{SAS_t} = \beta_1 + \beta_2 růstHDP_{t-7} + \beta_3 růstw_{SAS_t} + \beta_4 u_t + \beta_7 DE_{SAS_t} + \beta_8 krize_{t+7} + \varepsilon_t. \quad (4.8)$$

V tabulce Tab. 4.3 je zachycen výpočet odhadu jednotlivých parametrů modelu (4.8).

Tab. 4.3 Odhady parametrů modelu

koeficienty	nestandardizované		standardizované	t	Sig.
	Beta	směrodatná odchylka	Beta		
$růstHDP_{t-7}$	-,484	,096	-,409	-5,042	,000
$růstw_{SAS_t}$	-,512	,126	-,306	-4,066	,000
u_t	-,880	,241	-,229	-3,644	,001
DE_{SAS_t}	,255	,078	,289	3,280	,002
$krize_{t+7}$	-1,971	,481	-,236	-4,096	,000

Odhad modelu, z něhož je v dalších částech práce vycházeno, je možné zapsat následovně

$$NPL_{SAS_t} = -0{,}484 růstHDP_{t-7} - 0{,}512 růstw_{SAS_t} - 0{,}880 u_t + 0{,}255 DE_{SAS_t} - 1{,}971 krize_{t+7} + \hat{\varepsilon}_t. \quad (4.9)$$

4.3.3 Koeficient determinace

Koeficient determinace slouží k ohodnocení vypovídací schopnosti odhadnutého modelu. Žádoucí je co nejvyšší hodnota tohoto koeficientu, který může nabývat hodnot v intervalu ⟨0;1⟩.

V následující tabulce Tab. 4.4 je zachycen výpočet koeficientu determinace pro odhadnutý model a také hodnota Durbin-Watson.

Tab. 4.4 Koeficient determinace

	R	R^2	adjusted R^2	std. chyba odhadu	Durbin-Watson
model	,960	,921	,910	1,26975888	1,447

Z tabulky Tab. 4.4 vyplývá, že hodnota koeficientu determinace pro odhadnutý model je 92,1 %, což značí, že variabilitu proměnné NPL ratio je možné vysvětlit z 92,1 % deterministickou složkou modelu a ze zbývajících 7,9 % náhodnou chybou. Hodnota testové statistiky Durbin – Watsonova testu je 1,447 (viz kapitola 4.4.2.1).

V tabulce Tab. 4.5 jsou zobrazeny výsledky testu ANOVA. Hodnota SS značí sumu čtverců, df je počet stupňů volnosti, MS je průměr čtverců a F je statistická významnost modelu jako celku (F-test).

Tab. 4.5 ANOVA

	SS	df	MS	F	Sig.
Regrese (ESS)	673,538	5	134,708	83,551	,000
Rezidua (RSS)	58,042	36	1,612		
Celkem (TSS)	731,581	41			

Z tabulky Tab. 4.5 vyplývá, že hodnota ESS je rovna 673,538 a RSS je 58,042. Testová F statistika je 83,551 a p hodnota je menší než 0,05, model je tedy statisticky významný.

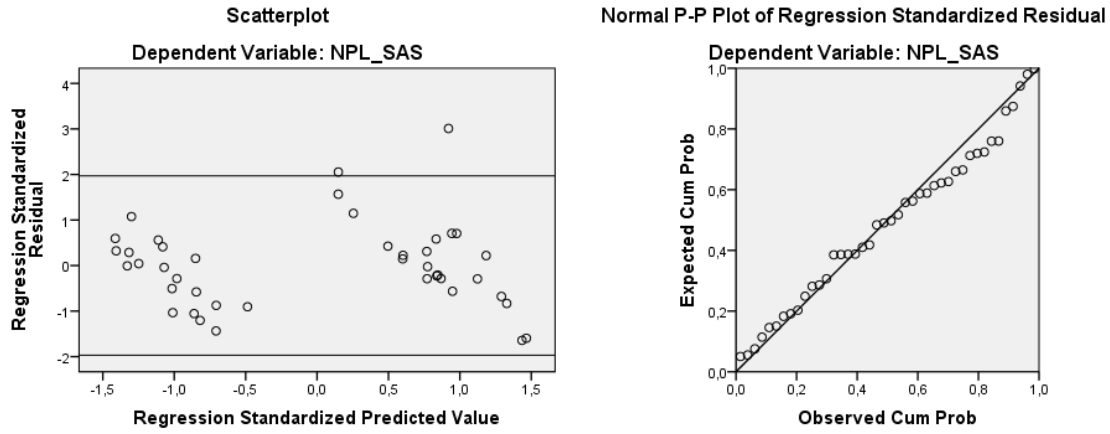
V tabulce Tab. 4.6 je zachycena statistika reziduí modelu.

Tab. 4.6 Statistika reziduí

	minimum	maximum	průměr	směrodatná odchylka	N
predikovaná hodnota	3,4187703	15,0871449	9,1466264	4,05311768	42
rezidua	-2,08529043	3,82224178	,00000000	1,18981813	42
std. predikovaná hodnota	-1,413	1,466	,000	1,000	42
std. rezidua	-1,642	3,010	,000	,937	42

Z tabulky 4.6 je zřejmé, že po zohlednění časových zpoždění došlo ke snížení počtu pozorování z původních 56 pozorování na 42 pozorování. Rozložení rezidují je modelováno prostřednictvím bodového diagramu a P-P plot grafu v následujícím grafu 4.9.

Graf 4.9 Rozložení reziduí



Z grafického zobrazení rozložení reziduí je zřejmé, že se jedná o náhodné rozložení, kdy jednotlivé hodnoty mimo dvě pozorování jsou rozprostřeny v intervalu $\langle -1{,}96; 1{,}96 \rangle$. V P-P plot grafu rozložení reziduí poměrně dobře kopíruje 45° osu, která vyjadřuje ideální vývoj naměřené kumulativní pravděpodobnosti náhodné složky s teoretickou kumulativní pravděpodobností náhodné složky. Velikosti odchylek od této osy značí chyby v normalitě náhodné složky.

4.4 Verifikace modelu

Podstatou verifikace modelu je ověření platnosti odhadnutého modelu ze statistického, ekonometrického a ekonomického hlediska. Prvním krokem je provedení t-testu a F-testu v rámci statistické verifikace. Následně je za účelem ověření předpokladů pro použití odhadové metody nejmenších čtverců provedena ekonometrická verifikace. Posledním krokem je celkové zhodnocení vypovídací schopnosti odhadnutého modelu v souvislosti se stanovenými ekonomickými předpoklady.

4.4.1 Statistická verifikace

Smyslem statistické verifikace je v ověření statistické reálnosti odhadnutých parametrů, které je provedeno na základě t-testu, a také ověření statistické reálnosti celého modelu pomocí F-testu. Teoretický postup statistické verifikace obou použitých testů je uveden v kapitole 3.4.1.

4.4.1.1 Studentův t-test

Prvním krokem je stanovení hypotéz pro jednotlivé regresní koeficienty dle (3.16). Následně je dle (3.17) vypočítána testová statistika t_{vyp} a na základě zvoleného rozhodovacího pravidla (3.18) je provedeno porovnání vypočítané testovací statistiky t_{vyp} s kritickou hodnotou statistiky t_{krit}. Kritická hodnota je zjištěna pomocí funkce $TINV(\alpha; df)$ v MS Excel. Testování významnosti regresních koeficientů je prováděno na zvolené 5% hladině významnosti α.

V následující tabulce Tab. 4.7 jsou zobrazeny výsledky t-testu.

Tab. 4.7 Studentův t-test

parametry	t_{vyp}	t_{krit}	rozhodovací pravidlo
$\boldsymbol{\beta_2}$	$-\frac{0{,}484}{0{,}096} = \mathbf{-5{,}042}$	$TINV(0{,}05; 42-6) = \mathbf{2{,}028}$	$\lvert t_{vyp}\rvert > \lvert t_{krit}\rvert$
$\boldsymbol{\beta_3}$	$-\frac{0{,}512}{0{,}126} = \mathbf{-4{,}063}$		$\lvert t_{vyp}\rvert > \lvert t_{krit}\rvert$
$\boldsymbol{\beta_4}$	$-\frac{0{,}880}{0{,}241} = \mathbf{-3{,}651}$		$\lvert t_{vyp}\rvert > \lvert t_{krit}\rvert$
$\boldsymbol{\beta_7}$	$0{,}255/0{,}078 = \mathbf{3{,}269}$		$\lvert t_{vyp}\rvert > \lvert t_{krit}\rvert$
$\boldsymbol{\beta_8}$	$-\frac{1{,}971}{0{,}481} = \mathbf{-4{,}098}$		$\lvert t_{vyp}\rvert > \lvert t_{krit}\rvert$

Z tabulky Tab. 4.7 je zřejmé, že všechny parametry jsou na zvolené 5% hladině významnosti statisticky významné, dochází tedy k zamítnutí nulové hypotézy H_0.

4.4.1.2 F-test

Prvním krokem pro aplikaci F-testu je formulace hypotéz, což dle (3.21). Následně je vypočítána testová F-statistika dle (3.22) a na základě zvoleného rozhodovacího pravidla (3.23) je provedeno porovnání vypočítané testové statistiky F_{vyp} s kritickou hodnotou F_{krit}. Kritická hodnota je zjištěna pomocí funkce $FINV(\alpha, df_1, df_2)$ v MS Excel. Testování významnosti modelu jako celku je prováděno na zvolené 5% hladině významnosti α.

V následující tabulce Tab. 4.8 jsou zobrazeny výsledky F-testu.

Tab. 4.8 F-test

	F_{vyp}	F_{krit}	rozhodovací pravidlo
model	$\frac{673{,}538/5}{58{,}042/36} = \mathbf{83{,}551}$	$FINV(0{,}05; 5; 36) = \mathbf{2{,}478}$	$\lvert F_{vyp}\rvert > \lvert F_{krit}\rvert$

Z tabulky 4.8 je zřejmé, že nulová hypotéza H_0 se zamítá, tedy daný model je na 5% hladině významnosti statisticky významný, a tudíž je splněna podmínka, že alespoň jeden z parametrů modelu je nenulový.

4.4.2 Ekonometrická verifikace

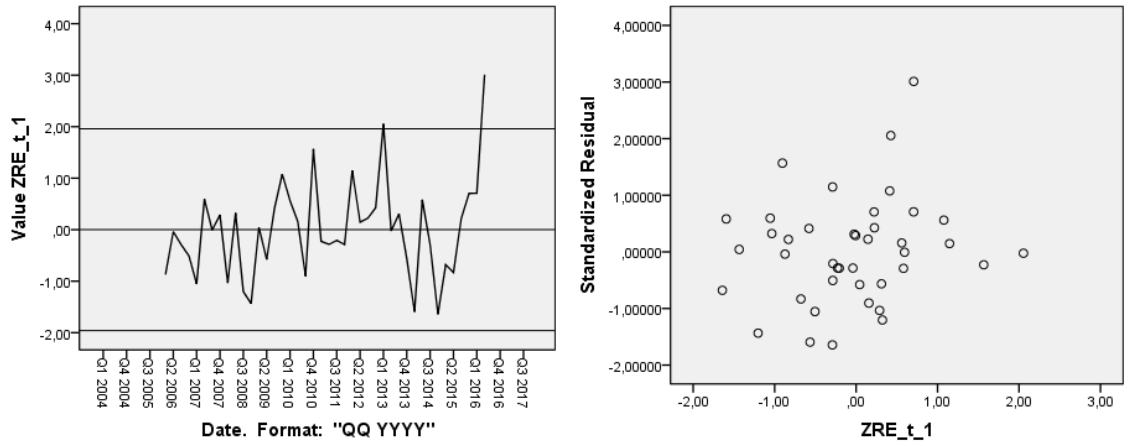
Smyslem ekonometrické verifikace je ověření podmínek nutných pro aplikaci modelu. Postupně je model testován na nežádoucí výskyt autokorelace, heteroskedasticity a multikolinearity. Následně je testována správná specifikace modelu a rovněž normalita náhodné složky. Teoretický postup ekonometrické verifikace je obsažen v kapitole 3.4.2.

4.4.2.1 Autokorelace

Autokorelace značí sériovou závislost náhodné složky na svých zpožděných hodnotách. Přítomnost autokorelace v modelu je ověřována graficky prostřednictvím liniového grafu, bodového diagramu, ACF a PACF grafu, a také pomocí statistického Durbinova – Watsonova testu autokorelace.

V následujícím grafu 4.10 je zachycen liniový graf a bodový diagram standardizovaných reziduí modelu.

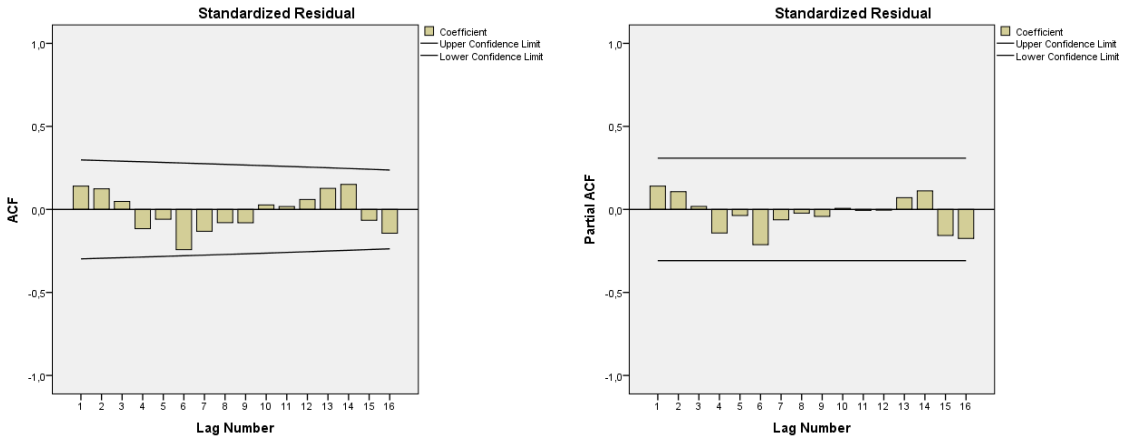
Graf 4.10 Liniový graf a bodový diagram reziduí modelu



Z liniového grafu reziduí není zcela zřejmé, zda se autokorelace prvního řádu v modelu vyskytuje, avšak většina hodnot reziduí se nachází v konfidenčním intervalu $\langle -1{,}96;\, 1{,}96 \rangle$. Z bodového diagramu opět není zcela zřejmé, zda se autokorelace prvního řádu v modelu nachází či nikoliv. Pokud je autokorelace v modelu přítomná, lze předpokládat, že bude mít pozitivní charakter.

V následujícím grafu 4.11 je zobrazen Autokorelační graf reziduální složky (ACF) a Parciálně autokorelační graf reziduální složky (PACF).

Graf 4.11 ACF a PACF graf reziduální složky



Z grafického zobrazení pomocí ACF a PACF grafů je zřejmé, že se autokorelace v modelu nevyskytuje. Pro potvrzení tohoto zjištění je navíc proveden Durbin – Watsonův test.

Prvním krokem pro aplikaci Durbinova – Watsonova testu je formulace nulové a alternativní hypotézy dle (3.26). Následně je vypočtena testová statistika DW_{vyp} dle (3.27), která je dále porovnávána se dvěma kritickými hodnotami d_L a d_U podle (3.30). Na základě tohoto rozhodovacího pravidla je následně vyhodnocen celý Durbinův – Watsonův test autokorelace. Testování je prováděno na zvolené 5% hladině významnosti α.

V následující tabulce Tab. 4.9 je zobrazeno vyhodnocení Durbinova – Watsonova testu.

Tab. 4.9 Durbinův – Watsonův test

model	DW_{vyp}	DW_{krit}	rozhodovací pravidlo
	1,447	$d_L = 1,25463$ $d_U = 1,78137$	$\|DW_{vyp}\| > \|d_L\|$

Hodnotu vypočítané testové statistiky DW_{vyp} je možné zjistit z tabulky Tab. 4.4. Kritické hodnoty jsou stanoveny pomocí tabulek na základě údajů o počtu pozorování (42 pozorování), a počtu parametrů modelu (6 parametrů). Z tabulky Tab. 4.9 vyplývá, že na základě rozhodovacího pravidla dochází k přijetí nulové hypotézy H_0 na 5% hladině významnosti α, což znamená, že je není potvrzena statisticky významná autokorelace prvního řádu, není proto třeba přistupovat k jejímu odstranění.

4.4.2.2 Heteroskedasticita

Heteroskedasticita značí měnící se variabilitu náhodné složky v regresním modelu. Nežádoucí výskyt heteroskedasticity v modelu je testován graficky prostřednictvím bodového diagramu a také pomocí statistického Whiteova testu.

Z výsledků grafické analýzy, které jsou zobrazeny v Příloze č. 12., vyplývá, že v modelu se vyskytuje homoskedasticita. Je splněna podmínka náhodného rozložení kvadratických reziduí a také podmínka překročení hranice konfidenčního intervalu $\langle 0; 1{,}96^2 \rangle$ u méně než 5 % hodnot.

Prvním krokem při aplikaci statistického Whiteova testu je sestavení pomocného modelu odvozením z regresního modelu (4.8). Odvozený pomocný model má následující podobu

$$\begin{aligned}\hat{\varepsilon}_t^2 = {} & \alpha_1 + \alpha_2 r\mathring{u}stHDP_{t-7} + \alpha_3 r\mathring{u}stw_{SAS_t} + \alpha_4 u_t + \alpha_5 DE_{SAS_t} + \alpha_6 krize_{t+7} \\ & + \alpha_7 r\mathring{u}stHDP_{t-7}{}^2 + \alpha_8 r\mathring{u}stw_{SAS_t}{}^2 + \alpha_9 u_t{}^2 + \alpha_{10} DE_{SAS_t}{}^2 \\ & + \alpha_{11} krize_{t+7}{}^2 + \alpha_{12} r\mathring{u}stHDP_{t-7} r\mathring{u}stw_{SAS_t} \\ & + \alpha_{13} r\mathring{u}stHDP_{t-7} u_t + \alpha_{14} r\mathring{u}stHDP_{t-7} DE_{SAS_t} \\ & + \alpha_{15} r\mathring{u}stHDP_{t-7} krize_{t+7} + \alpha_{16} r\mathring{u}stw_{SAS_t} u_t \\ & + \alpha_{17} r\mathring{u}stw_{SAS_t} DE_{SAS_t} + \alpha_{18} r\mathring{u}stw_{SAS_t} krize_{t+7} \\ & + \alpha_{19} u_t DE_{SAS_t} + \alpha_{20} u_t krize_{t+7} + \alpha_{21} DE_{SAS_t} krize_{t+7} + \varepsilon_t.\end{aligned} \tag{4.10}$$

Dalším krokem je formulace nulové a alternativní hypotézy dle (3.39). Následně je vypočtena testová statistika χ^2_{vyp} dle (3.40), která je dále porovnávána kritickou hodnotou χ^2_{krit}. Kritická

hodnota χ^2_{krit} je stanovena prostřednictvím funkce $CHIINV(\alpha; df)$ v MS Excel. Na základě tohoto rozhodovacího pravidla je následně vyhodnocen celý Whiteův test. Testování je prováděno na zvolené 5% hladině významnosti α.

V následující tabulce Tab. 4.10 je zobrazeno vyhodnocení Whiteova testu.

Tab. 4.10 Whiteův test

model	χ^2_{vyp}	χ^2_{krit}	rozhodovací pravidlo
	$42 \cdot 0{,}136 = \mathbf{5{,}712}$	$CHIINV(0{,}05; 5) = \mathbf{11{,}071}$	$\chi^2_{vyp} < \boldsymbol{\chi^2_{krit}}$

Hodnota testové statistiky χ^2_{vyp} je zjištěna jako součin počtu pozorování a koeficientu determinace. Výpočet koeficientu determinace nového pomocného modelu (4.10) je stanoven na základě užití metody nejmenších čtverců v programu SPSS (viz Příloha č. 13). Kritická hodnota χ^2_{krit} je stanovena prostřednictvím funkce $CHIINV(\alpha; df)$ v programu MS Excel. Z tabulky 4.10 vyplývá, že na základě rozhodovacího pravidla dochází k přijetí nulové hypotézy H_0 na 5% hladině významnosti, tedy ke zjištění, že v modelu se vyskytuje homoskedasticita, proto není potřeba model dále upravovat.

4.4.2.3 Multikolinearita

Multikolinearita značí existenci silné nežádoucí lineární závislosti mezi jednotlivými vysvětlujícími proměnnými daného regresního modelu. Tato vzájemná závislost se může dále projevit jako významná párová anebo vícenásobná korelace mezi vysvětlujícími proměnnými. Testování výskytu multikolinearity je prováděno prostřednictvím korelační matice, vícenásobného koeficientu determinace a míry korelovanosti.

Korelační matice zobrazující vzájemné vztahy mezi jednotlivými vysvětlujícími proměnnými modelu je zachycena v Příloze č. 14. Hodnota Pearsonova korelačního koeficientu pro dané proměnné by neměla být větší než 0,8. Z výsledků korelační matice je zřejmé, že mezi jednotlivými proměnnými modelu nedochází k takto výrazné korelaci.

Vícenásobný koeficient korelace je využíván v případě výskytu vícenásobné lineární závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými a je počítán pro všechny vysvětlující proměnné modelu. Prvním krokem je výpočet koeficientu determinace pro původní model $R^2_{původní}$, jehož hodnota je 0,921 (viz kapitola 4.3.3) . Dalším krokem, který je zobrazen v tabulce Tab. 4.11, je vytvoření nových regresních modelů pro každou vysvětlující proměnnou dle (3.43).

Tab. 4.11 Regresní modely pro vysvětlující proměnné

M₁	$růstHDP_{t-7} = \alpha_1 + \alpha_2 růstw_{SAS_t} + \alpha_3 u_t + \alpha_4 DE_{SAS_t} + \alpha_5 krize_{t+7} + \varepsilon_t$
M₂	$růstw_{SAS_t} = \alpha_1 + \alpha_2 růstHDP_{t-7} + \alpha_3 u_t + \alpha_4 DE_{SAS_t} + \alpha_5 krize_{t+7} + \varepsilon_t$
M₃	$u_t = \alpha_1 + \alpha_2 růstHDP_{t-7} + \alpha_3 růstw_{SAS_t} + \alpha_4 DE_{SAS_t} + \alpha_5 krize_{t+7} + \varepsilon_t$
M₄	$DE_{SAS_t} = \alpha_1 + \alpha_2 růstHDP_{t-7} + \alpha_3 růstw_{SAS_t} + \alpha_4 u_t + \alpha_5 krize_{t+7} + \varepsilon_t$
M₅	$krize_{t+7} = \alpha_1 + \alpha_2 růstHDP_{t-7} + \alpha_3 růstw_{SAS_t} + \alpha_4 u_t + \alpha_5 DE_{SAS_t} + \varepsilon_t$

Následně je proveden odhad těchto regresních modelů a pro každý model M_i je vypočítán nový koeficient determinace $R^2_{x_i}$. Velikosti jednotlivých koeficientů determinace jsou zachyceny v následující tabulce Tab. 4.12.

Tab. 4.12 Koeficienty determinace regresních modelů

původní model	$R^2 = 0,921$
M₁	$R^2 = 0{,}664$
M₂	$R^2 = 0{,}611$
M₃	$R^2 = 0{,}441$
M₄	$R^2 = 0{,}717$
M₅	$R^2 = 0{,}335$

Posledním krokem je provedení F-testu, pro který jsou nejprve formulovány hypotézy dle (3.44), dále je dle (3.45) vypočítána testová F-statistika a dle rozhodovacího pravidla (3.46) dochází k vyhodnocení celého testu na 5% hladině významnosti α. Výsledky F-testu pro jednotlivé regresní modely jsou zachyceny v tabulce Tab. 4.13.

Tab. 4.13 Vícenásobný koeficient determinace – F-test

model	F_{vyp}	F_{krit}	rozhodovací pravidlo
M₁	**18,280**	$FINV(0{,}05; 4; 37) = \mathbf{2,626}$	$F_{vyp} > F_{krit}$
M₂	**14,529**		
M₃	**7,297**		
M₄	**23,436**		
M₅	**4,660**		

Z tabulky 4.13 je zřejmé, že u všech zkoumaných modelů na základě rozhodovacího pravidla došlo k zamítnutí nulové hypotézy na 5% hladině významnosti, což značí, že v modelu se vyskytuje multikolinearita.

Posledním způsobem identifikace multikolinearity v regresním modelu je výpočet míry korelovanosti, který je proveden prostřednictvím výpočtu faktoru změny variability VIF

dle (3.47) a výpočtu koeficientu tolerance TOL dle (3.48). Výsledky míry korelovanosti dle VIF a TOL jsou zachyceny v následující tabulce Tab. 4.14.

Tab. 4.14 Míra korelovanosti – VIF a TOL

Model	VIF	TOL
M_1	2,979	0,336
M_2	2,573	0,389
M_3	1,789	0,559
M_4	3,529	0,283
M_5	1,504	0,665

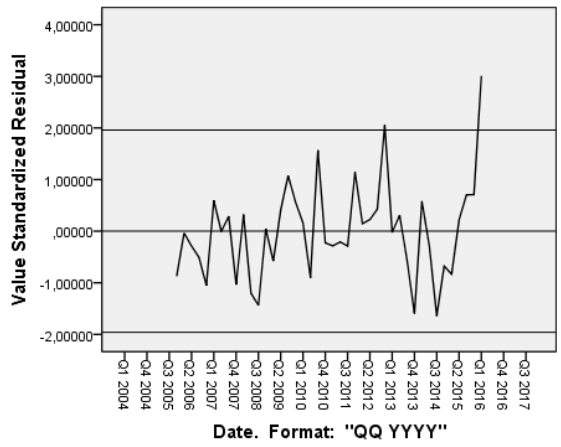
Pro faktor změny variability VIF platí, že čím vyšší je jeho hodnota, tím silnější je multikolinearita. V případě, že je $VIF > 10$, je výskyt multikolinearity v modelu významný. Naopak pro koeficient tolerance TOL platí, že čím nižší je jeho hodnota, tím silnější je multikolinearita. V případě, že je $TOL < 0{,}1$, je výskyt multikolinearity v modelu významný. Z tabulky Tab. 4.14 je zřejmé, že v případě, že se v modelu vyskytuje multikolinearita, její výše není významná. Vzhledem k tomu, že koeficient determinace celého modelu je i přes možný výskyt multikolinearity poměrně vysoký (jeho hodnota je 92,1 %) a výsledky hodnot párové korelace uvedené v Příloze č. 14 jsou ve všech případech nižší než 0,8, nebude model o výskyt multikolinearity dále upravován, ačkoli je možné připustit malé zkreslení.

4.4.2.4 Specifikace modelu

Správnost specifikace odhadnutého regresního modelu je testována prostřednictvím grafické analýzy standardizovaných reziduí v čase a také provedením Ramsey RESET testu.

V následujícím grafu 4.12 je zobrazena analýza standardizovaných reziduí modelu.

Graf 4.12 Liniový graf specifikace modelu



Vývoj hodnot standardizovaných reziduí v čase by se měl nacházet v konfidenčním intervalu $\langle -1{,}96; 1{,}96\rangle$ a zároveň by rozmístění těchto reziduí mělo mít náhodný charakter. Z grafu 4.12 je patrné, že většina hodnot standardizovaných reziduí se až na dvě odlehlé hodnoty nachází uvnitř konfidenčního intervalu.

Prvním krokem pro aplikaci Ramsey RESET testu je formulace nulové a alternativní hypotézy dle (3.50). Poté je nutné vypočítat nové predikované proměnné ve druhé a ve třetí mocnině, dále odhad nového modelu s těmito proměnnými a také výpočet nového koeficientu determinace. Následně je dle (3.51) vypočítána testová statistika a poté je na základě rozhodovacího pravidla (3.52) celý Ramsey RESET test vyhodnocen.

V následující tabulce Tab. 4.15 je zobrazeno vyhodnocení Ramsey RESET testu.

Tab. 4.15 Ramsey RESET test

	F_{vyp}	F_{krit}	rozhodovací pravidlo
model	$\frac{(0{,}932 - 0{,}921)/7}{(1 - 0{,}932)/34} = \mathbf{0,786}$	$FINV(0{,}05; 7; 34) = \mathbf{2,212}$	$\boldsymbol{F_{vyp} < F_{krit}}$

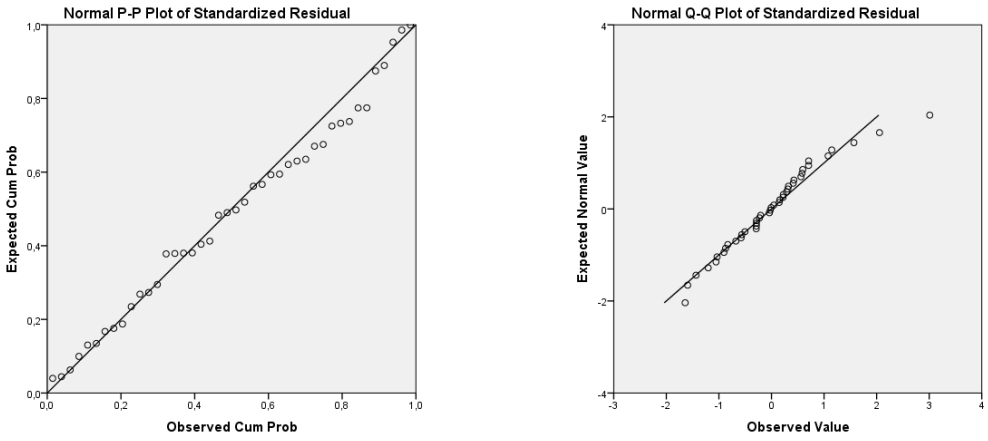
Z tabulky Tab. 4.15 vyplývá, že nulová hypotéza H_0 je na 5% hladině významnosti přijata, tudíž dochází k potvrzení správnosti specifikace modelu.

4.4.2.5 Normalita náhodné složky

Normalita reziduí je testována graficky prostřednictvím P-P plot grafu, Q-Q plot grafu a histogramu rozdělení četností reziduí, a dále také aplikací Jargue – Bera testu.

V následujícím grafu 4.13 je zobrazen P-P plot graf a Q-Q plot graf reziduí.

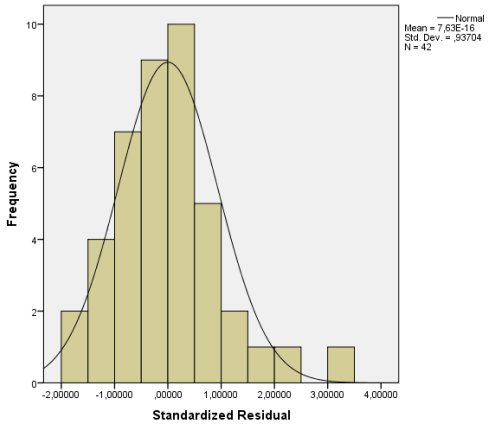
Graf 4.13 P-P plot graf a Q-Q plot graf



Z grafu 4.13 vyplývá, že rozdělení reziduální složky je poměrně náhodné, neboť vývoj většiny hodnot náhodné složky kopíruje 45° osu, naměřené hodnoty tedy relativně odpovídají normálnímu rozdělení.

V následujícím grafu 4.14 je zobrazen histogram rozdělení četností reziduí.

Graf 4.14 Histogram rozdělení četností reziduí



Z grafu 4.14 vyplývá, že střední hodnota rozdělení četností náhodné složky se blíží nule a hodnota směrodatné odchylky je 0,937. Na základě zjištěných údajů lze tedy předpokládat normalitu reziduí modelu.

Prvním krokem v rámci provedení Jargue – Bera testu je formulace nulové a alternativní hypotézy dle (3.56). Následně jsou propočítány hodnoty šikmosti a špičatosti pro standardizovaná rezidua a poté je dle (3.57) vypočítána testová statistika χ^2_{vyp}. Nakonec je stanoveno rozhodovací pravidlo (3.58), dle kterého je celý JB – test vyhodnocen.

V následující tabulce Tab. 4.16 jsou zobrazeny výsledky šikmosti a špičatosti standardizovaných reziduí modelu.

Tab. 4.16 Šikmost a špičatost reziduí

	N	šikmost	špičatost
standardizovaná rezidua	42	,801	1,700

Na základě výsledků šikmosti a špičatosti je následně vypočítána testová statistika

$$\chi^2_{vyp} = 42\left[\frac{0{,}801^2}{6} + \frac{(1{,}700-3)^2}{24}\right] = 7{,}449 \qquad (4.11)$$

která dále porovnávána s kritickou hodnotou $\chi^2_{vyp} = CHIINV(0{,}05; 2) = 5{,}99$. Z výsledků testu je zřejmé, že nulová hypotéza H_0 je na 5% hladině významnosti zamítnuta, tudíž dochází ke zjištění, že výběrové rozdělení náhodné složky nepochází z normálního rozdělení. Důvodem nepotvrzení normality reziduí je pravděpodobně malý počet pozorování.

4.4.3 Ekonomická verifikace

Smyslem ekonomické verifikace je zhodnocení vypovídací schopnosti odhadnutého regresního modelu a ekonomická interpretace odhadnutých regresních parametrů.

Výsledný regresní model je možné zapsat následovně

$$NPL_{SAS_t} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 r\mathring{u}stHDP_{t-7} + \hat{\beta}_3 r\mathring{u}stw_{SAS_t} + \hat{\beta}_4 u_t + \hat{\beta}_7 DE_{SAS_t} + \hat{\beta}_8 krize_{t+7} + \hat{\varepsilon}_t. \quad (4.12)$$

Vypovídací schopnost konečného modelu se jeví jako dostačující, neboť koeficient determinace je roven hodnotě 92,1 %. Variabilita ukazatele NPL ratio je tedy z 92,1 % vysvětlena deterministickou částí a ze zbývajících 7,9 % náhodnou chybou.

Odhad parametrů modelu byl proveden prostřednictvím aplikace metody nejmenších čtverců. V průběhu ekonometrického modelování došlo k několika úpravám. Proměnné NPL ratio, hrubá mzda a důchodový efekt měnového kurzu byly nejprve pomocí dekompozice časových řad sezónně očištěny. Dále byly proměnné hrubý domácí produkt a hrubá mzda transformovány pomocí vzorce (3.7) a u časové řady vysvětlující proměnné míra inflace došlo k nahrazení extrémní hodnoty metodou lineární interpolace. Do modelu byla také přidána umělá proměnná za účelem zmírnění dopadů finanční krize. Následně po provedení korelační analýzy byla z původního modelu vzhledem k zjištěné statistické nevýznamnosti odstraněna proměnná úrokové sazby z kreditních karet. Poslední úpravou provedenou na základě výsledků křížové korelace bylo časové zpoždění proměnné hrubý domácí produkt o 7 období a růst proměnné krize o 7 období. Následně byla provedena statistická verifikace prostřednictvím t – testu a F – testu . Výskyt autokorelace a heteroskedasticity v modelu nebyl potvrzen, naopak výskyt multikolinearity byl potvrzen, nicméně z důvodu její nízké hodnoty nebyla multikolinearita z modelu odstraněna. V dalších částech ekonometrického modelování bylo potvrzeno, že model je správně specifikován, avšak normalita reziduální složky se nepotvrdila. Pravděpodobným důvodem nepotvrzení normality reziduí je nízký počet pozorování (42 pozorování).

Po dosazení konkrétních hodnot parametrů modelu je výsledný model možné zapsat jako

$$NPL_{SAS_t} = -0{,}484 r\mathring{u}stHDP_{t-7} - 0{,}512 r\mathring{u}stw_{SAS_t} - 0{,}880 u_t + 0{,}255 DE_{SAS_t} - 1{,}971 krize_{t+7} + \hat{\varepsilon}_t. \quad (4.13)$$

V počáteční fázi formulace modelu byly stanoveny předpokládané závislosti mezi vysvětlovanou proměnnou a jednotlivými vysvětlujícími proměnnými. Nejprve byl stanoven předpokládaný negativní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou hrubý domácí produkt, který byl potvrzen. Z výsledného modelu vyplývá, že pokud vzroste hrubý domácí produkt o 1 procentní bod, dojde ke snížení ukazatele NPL ratio o 0,484 %. Je tedy zřejmé, že s růstem HDP roste ekonomický výkon země, a tedy dochází ke

zlepšení platební situace dlužníků, a z tohoto důvodu tedy klesá počet úvěrů v selhání z kreditních karet na celkových poskytnutých úvěrech z kreditních karet.

Další hypotézou byl stanoven předpokládaný negativní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou hrubá mzda, který byl potvrzen. Z výsledného modelu vyplývá, že pokud vzroste o 1 procentní bod proměnná hrubá mzda, dojde ke snížení ukazatele NPL ratio o 0,512 %. Je tedy zřejmé, že s růstem mezd dochází ke zlepšení platební situace dlužníků, a z tohoto důvodu tedy klesá počet úvěrů v selhání z kreditních karet na celkových poskytnutých úvěrech z kreditních karet.

Předpokládaný pozitivní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou míra nezaměstnanosti nebyl potvrzen. Z výsledného modelu vyplývá, že pokud vzroste o 1 procentní bod míra nezaměstnanosti, dojde ke snížení ukazatele NPL ratio o 0,880 %. Původním předpokladem bylo tvrzení, že s rostoucí mírou nezaměstnanosti klesají příjmy dlužníků, což se dále může projevit zhoršenou platební schopností a růstem ukazatele NPL ratio. Důvodem opačného vztahu mezi těmito proměnnými může být charakter úvěru z kreditních karet. Jedná se o krátkodobý úvěr, jehož účelem je primárně krátkodobé překlenutí nesouladu výdajů a příjmů daného dlužníka. Pokud klient kreditní kartu využívá správně, tedy za předpokladu, že si nepůjčí částku větší než jakou bude schopen v bezúročném období zaplatit, půjčené peněžní prostředky nebudou úročeny. V případě ztráty zaměstnání lze předpokládat, že klient přestane kreditní kartu využívat v takové míře, v jaké by jí využíval s vidinou peněžního příjmu ve formě pravidelné mzdy, a to z důvodu vědomé neschopnosti v budoucnu peněžní prostředky splatit v bezúročném období a odrazujícího faktoru vysokého úročení dlužné částky, neboť jak již bylo řečeno v kapitole 2.2.4, kreditní karta oproti ostatním spotřebitelským úvěrům je jednou z nejdražších forem vypůjčování peněžních prostředků.

Předpokládaný pozitivní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou důchodový efekt měnového kurzu byl potvrzen. Z výsledného modelu vyplývá, že pokud vzroste o 1 procentní bod proměnná důchodový efekt měnového kurzu, dojde ke zvýšení ukazatele NPL ratio o 0,255 %. Je tedy zřejmé, že v případě znehodnocení domácí měny vůči zahraničním měnám v souvislosti se změnou efektivního kurzu, dochází k růstu exportu, což podpoří ziskovost domácích firem a tedy v konečném důsledku dojde ke zvýšení mezd a snížení hodnoty úvěrů v selhání z kreditních karet.

Poslední proměnnou, která byla do modelu zařazena za účelem zmírnění důsledků finanční krize v letech 2007 až 2011 je umělá proměnná krize. Předpokládaný vztah mezi

vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou krize je negativní. Důvodem tohoto předpokladu je zpřísňování pravidel pro bankovní instituce z hlediska úvěrování a zabezpečování finanční stability, které jsou popsány v kapitole 2.1.4. . Z výsledného modelu vyplývá, že pokud vzroste o 1 procentní bod proměnná krize, dojde k poklesu ukazatele NPL ratio o 1,971 %. Tento předpokládaný negativní vztah mezi proměnnými je tedy potvrzen.

Lze tedy konstatovat, že závěrečné zhodnocení všech hypotéz je v souladu s ekonomickou teorií.

4.5 Využití odhadnutého modelu

Poslední fází ekonometrického modelování je provedení predikce vývoje vysvětlované proměnné NPL ratio pro následující 3 období, tedy pro období od prvního čtvrtletí roku 2018 až po období třetího čtvrtletí roku 2018. Postupně je provedena bodová a intervalová predikce modelu. Vzhledem k tomu, že u většiny proměnných není přesně známý budoucí vývoj hodnot pro tato tři predikovaná období, jedná se o predikci ex-ante.

V následující tabulce Tab. 4. 17 jsou zobrazeny výsledné hodnoty bodové predikce pro jednotlivé proměnné modelu.

Tab. 4.17 Bodová predikce vysvětlujících proměnných

období	$růstHDP_{t-7}$	$růstw_{SAS_T}$	u_t	DE_{SAS_t}	$krize_{t+7}$
Q1 2018	-2,91081	-,03000	5,87837	51,84603	-,07806
Q2 2018	-3,09841	-,16542	5,86458	52,17454	-,09751
Q3 2018	-3,28601	-,30084	5,85079	52,50304	-,11695

Predikce jednotlivých vysvětlujících hodnot uvedená v Tab. 4.17 byla vytvořena pomocí funkce Curve Estimation v programu SPSS. Následně byla takto získaná data přidána k původním časovým řadám jednotlivých vysvětlujících proměnných a pro takto upravený model byla provedena lineární regrese. Nakonec byla vypočítána intervalová predikce, jejíž výsledné hodnoty jsou uvedeny v následující tabulce Tab. 4.18.

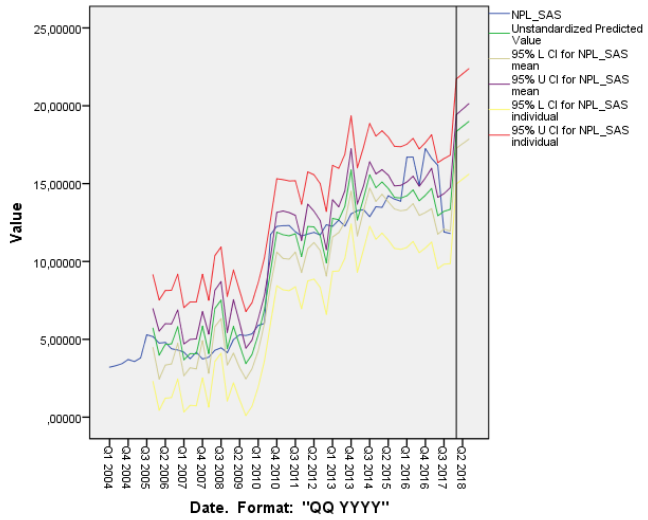
Tab. 4.18 Intervalová predikce

období	PRE	LMCI	UMCI	LICI	UICI
Q1 2018	18,35660	17,28030	19,43289	14,98701	21,72618
Q2 2018	18,67275	17,56462	19,78088	15,29286	22,05264
Q3 2018	18,98889	17,84872	20,12907	15,59836	22,37943

Hodnota PRE značí hodnotu odhadu vysvětlované proměnné, LMCI je dolní hranice konfidenčního intervalu pro střední hodnoty, UMCI je horní hranice konfidenčního intervalu pro střední hodnoty, LICI je dolní hranice konfidenčního intervalu pro individuální hodnoty a UICI je horní hranice konfidenčního intervalu pro individuální hodnoty.

Na základě údajů uvedených v tabulce Tab. 4.18 je v následujícím grafu 4.15 zobrazen predikovaný vývoj tempa růstu ukazatele NPL ratio.

Graf 4.15 Predikce vývoje ukazatele NPL ratio



V grafu 4.15 je zobrazeno celkem šest křivek, jedná se o hodnoty predikovaných konfidenčních intervalů a predikované vysvětlované proměnné (viz Tab. 4.18) a také o hodnoty vysvětlované proměnné NPL ratio. Pomocí křivek UMCI a LMCI je zachycena horní a dolní mez střední hodnoty konfidenčního intervalu, který zachycuje 95% pravděpodobnost vývoje vysvětlované proměnné. Křivky UICI a LICI zachycují horní a dolní mez konfidenčního intervalu pro individuální hodnoty, pomocí něhož je zobrazen s 95% pravděpodobností vývoj individuální hodnoty vysvětlované proměnné. Z grafu lze rovněž rozpoznat rostoucí vývoj hodnoty predikované proměnné NPL ratio. V posledním predikovaném období třetího čtvrtletí roku 2018 je hodnota ukazatele NPL ratio rostoucí,

dosahuje hodnoty 18,98 %. Individuální hodnota vysvětlované proměnné je s 95% pravděpodobností predikována v intervalu $\langle 15{,}19\%; 22{,}37\% \rangle$ a střední hodnota vysvětlované proměnné je s 95% pravděpodobností predikována v intervalu $\langle 17{,}84\%; 20{,}12\% \rangle$.

5 Závěr

Cílem diplomové práce je modelování závislosti úvěrů se selháním z kreditních karet poskytovaných domácnostem v České republice na reálném hrubém domácím produktu, průměrné hrubé nominální měsíční mzdě, obecné míře nezaměstnanosti, míře inflace, úrokových sazbách z kreditních karet a na důchodovém efektu měnového kurzu, a následná predikce budoucího vývoje této sledované proměnné. Závislost byla modelována na základě čtvrtletních dat od 1Q 2004 do 4Q 2017.

V první teoretické části práce byla charakterizována problematika péče o finanční stabilitu v České republice, a rovněž oblast českého trhu s platebními kartami. Byl objasněn význam finanční stability a s tím související role České národní banky. Dále byl vysvětlen princip makroobezřetnostní politiky a zátěžového testování, a v poslední podkapitole týkající se finanční stability, byly objasněny principy, z nichž vychází mezinárodní dohody o kapitálové přiměřenosti bank. V další části byl charakterizován český trh s platebními kartami. Byly rozlišeny základní druhy platebních karet a také byl popsán jejich vývoj na našem území. Dále byla specifikována problematika úvěrů z kreditních karet domácností a rovněž současná situace a trendy v oblasti využívání platebních karet.

Ve druhé metodologické části práce byl podrobně popsán odhad lineárního regresního modelu prostřednictvím využití metody nejmenších čtverců. Postupně byly charakterizovány jednotlivé fáze ekonometrického modelování, mezi než patří formulace modelu, sběr a analýza dat, odhady parametrů modelu, verifikace modelu a využití odhadnutého modelu.

V poslední třetí aplikační části práce bylo na základě poznatků zjištěných z předchozích částí provedeno ekonometrické modelování zadaného problému. Nejprve byl daný lineární regresní model formulován ekonomicky, matematicky a ekonometricky. Byly popsány jednotlivé proměnné modelu a zároveň byly stanoveny počáteční ekonomické hypotézy. Následně byla provedena grafická a popisná analýza, v rámci níž byl vývoj časových řad zobrazen prostřednictvím bodových diagramů a liniových grafů, rovněž byla vypočítána deskriptivní statistika. Dále byla provedena analýza extrémních a chybějících hodnot, v rámci níž došlo k nahrazení extrémní hodnoty v časové řadě vysvětlující proměnné míra inflace prostřednictvím metody lineární interpolace. Nakonec byly časové řady proměnných NPL ratio, hrubé mzdy a důchodový efekt měnového kurzu v části dekompozice časových řad očištěny od sezónních vlivů a proměnné hrubý domácí produkt a hrubé mzdy byly transformovány do podoby meziroční čtvrtletní míry růstu. V této části byla do modelu také

přidána umělá proměnná pro zmírnění dopadů finanční krize na vývoj časových řad proměnných modelu. Dalším krokem bylo provedení korelační analýzy. Na základě výsledků párové korelace byla z modelu odstraněna nevýznamná vysvětlující proměnná úrokové sazby z kreditních karet a na základě výsledků křížové korelace byly rovněž upraveny proměnné hrubý domácí produkt a krize o časové posuny. Poté byl proveden odhad lineárního regresního modelu pomocí metody nejmenších čtverců a rovněž byl vypočítán koeficient determinace pro daný odhadnutý model, jehož velikost je 92,1 %. Následně byl odhadnutý model statisticky verifikován, nejprve byly verifikovány jednotlivé parametry modelu a poté také odhadnutý model jako celek. Bylo zjištěno, že všechny parametry modelu stejně tak jako celkový model jsou na 5% hladině významnosti statisticky významné. Dále byla testována přítomnost autokorelace, heteroskedasticity, multikolinearity v modelu, rovněž byla testována správnost specifikace modelu a normalita reziduí. Výskyt autokorelace a heteroskedasticity v modelu nebyl potvrzen, avšak byl zjištěn výskyt nízké multikolinearity. I přes tento zjištěný nedostatek byl model dále hodnocen. Byla potvrzena správnost specifikace modelu a v posledním kroku byla testována normalita reziduí, která nebyla potvrzena. Důvodem nepotvrzení normality reziduí je s největší pravděpodobností nízký počet pozorování (42 pozorování). Poté byla provedena také ekonomická verifikace modelu, byl zhodnocen koeficient determinace a rovněž byly interpretovány odhadnuté parametry modelu. Nakonec byla provedena predikce vývoje proměnné NPL ratio pro následující tři období, z níž je zřejmé, že hodnota ukazatele by měla být rostoucí.

Z výsledného modelu vyplývá, že vývoj ukazatele NPL ratio v čase je možné vysvětlit pomocí vývoje vysvětlujících proměnných hrubý domácí produkt, hrubá mzda, míra nezaměstnanosti, důchodový efekt měnového kurzu a umělou proměnnou krize.

Předpokládaný negativní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou hrubý domácí produkt byl potvrzen. Je tedy zřejmé, že s růstem hrubého domácího produktu roste ekonomický výkon země, dochází ke zlepšení platební situace dlužníků, a tedy k poklesu počtu úvěrů v selhání z kreditních karet na celkových poskytnutých úvěrech z kreditních karet.

Předpokládaný negativní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou hrubá mzda byl také potvrzen. S růstem mezd tedy dochází ke zlepšení platební situace dlužníků, čímž klesá počet úvěrů v selhání z kreditních karet na celkových poskytnutých úvěrech z kreditních karet.

Předpokládaný pozitivní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou míra nezaměstnanosti nebyl potvrzen. Důvodem opačného vztahu mezi proměnnými může být skutečnost, že v případě ztráty zaměstnání a tedy ztráty stabilního peněžního příjmu omezí držitelé kreditních karet jejich využívání.

Předpokládaný pozitivní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a vysvětlující proměnnou důchodový efekt měnového kurzu byl potvrzen. V případě znehodnocení domácí měny vůči zahraničním měnám dochází k růstu exportu, a tedy růstu ziskovosti domácích firem, což se v konečném důsledku projeví ve zvýšení mezd a snížení hodnoty úvěrů v selhání z kreditních karet.

Předpokládaný negativní vztah mezi vysvětlovanou proměnnou NPL ratio a umělou proměnnou, která byla do modelu přidána za účelem zmírnění dopadů finanční krize byl potvrzen. Zpřísňování pravidel pro bankovní instituce z hlediska úvěrování a zabezpečování finanční stability tedy vede ke snížení hodnoty úvěrů v selhání.

Lze tedy konstatovat, že na vývoj úvěrů v selhání má významný vliv nejenom příznivá ekonomická situace dané země, jejímž projevem je např. stabilně rostoucí hrubý domácí produkt, stabilně rostoucí hodnota hrubých mezd či nízká míra nezaměstnanosti, ale také přijatá opatření a regulace v bankovním sektoru s cílem zabezpečit celkovou finanční stabilitu.

Seznam použité literatury

Odborné knihy

[1] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.

[2] ARLT, Josef a Eva RUBLÍKOVÁ. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. Praha: Vysoká škola ekonomická [Praha], 2002. ISBN 80-245-0307-7.

[3] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

[4] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.

[5] HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.

[6] JUREČKA, Václav. *Makroekonomie*. Praha: Grada Publishing, 2010. ISBN 978-80-247-3258-9.

[7] JUŘÍK, Pavel. *Svět platebních a identifikačních karet*. 2., přeprac. vyd. Praha: Grada Publishing, 2001. ISBN 80-247-0195-2.

[8] KALABIS, Zbyněk. *Bankovní služby v praxi*. Brno: Computer Press, 2005. ISBN 80-251-0882-1.

[9] KRISHNAMURTI, Damodaran and Yejin Carol LEE. Macroprudential Policy Framework: A Practice Guide. Washington, D.C.: The World Bank, 2014. ISBN: 978-1-4648-0085-6.

[10] ŘEPKOVÁ, Iveta a Ilja SKAUNIC. *Platební a zúčtovací styk.* Karviná: SU OPF, 2014. 119 s. ISBN 978-80-7510-025-2.

[11] SCHLOSSBERGER, Otakar. *Platební služby*. Praha: Management Press, 2012. ISBN 978-80-7261-238-3.

[12] ŠENKÝŘOVÁ, Bohuslava. *Bankovnictví*. Praha: Vysoká škola finanční a správní, 2010. ISBN 978-80-7408-029-6.

Elektronické dokumenty a ostatní

[13] ČESKÁ BANKOVNÍ ASOCIACE. *Anketa: Jak bude vypadat bankovnictví za 10 let? Zmizí hotovost ze světa?* [online]. [cit. 2018-19-3]. Dostupné z: https://www.czech-

ba.cz/sites/default/files/170227_anketa._jak_bude_vypadat_bankovnictvi_za_10_let._zmizi_hotovost_ze_sveta.pdf

[14] ČESKÁ BANKOVNÍ ASOCIACE. *Česká populace není finančně gramotnější než před 9 lety* [online]. [cit. 2018-27-3]. Dostupné z: http://aktuality.cardzone.cz/TZ_CBA_06-03-2015.pdf

[15] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Úřední sdělení České národní banky ze dne 13. června 2017* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/miranda2/m2/cs/legislativa/vestnik/2017/download/vestnik_2017_07_20717180.pdf

[16] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o finanční stabilitě 2016/2017* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zpravy_fs/fs_2016-2017/fs_2016-2017.pdf

[17] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zpráva o stabilitě bankovního sektoru za rok 2003* [online]. [cit. 2018-20-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/o_cnb/publikace/download/fsr_k_2003.pdf

[18] MELECKÝ, Aleš, Martin MELECKÝ a Monika Šulganová. *Úvěry v selhání a makroekonomika: Modelování systémového kreditního rizika v České republice*. Politická ekonomie. Vysoká škola ekonomická v Praze, 2015, 63 (8), s. 921-947. ISSN 0032-3233.

[19] SDRUŽENÍ PRO BANKOVNÍ KARTY. *Profil ČR* [online]. [cit. 2018-13-3]. Dostupné z: http://profily.cardzone.cz/cr/profil_cr.pdf

[20] Vyhláška č. 163 ze dne 30. července 2014 o výkonu činnosti bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry. In: *Sbírka zákonů České republiky*. 2014, částka 67. Dostupný také z: https://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/legislativa/vyhlasky/vyhlaska_163_2014.pdf

[21] VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ - TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA. *Časové řady* [online]. [cit. 2018-18-2]. Dostupné z: http://homen.vsb.cz/~oti73/cdpast1/

[22] Zákon č. 21 ze dne 20. prosince 1991 o bankách. In: *Sbírka zákonů České republiky.* 1992, částka 5. Dostupný také z: http://aplikace.mvcr.cz/sbirka-zakonu/SearchResult.aspx?q=21/1992&typeLaw=zakon&what=Cislo_zakona_smlouvy

[23] Zákon č. 6 ze dne 17. prosince 1992 o České národní bance. In: *Sbírka zákonů České republiky*. 1993, částka 3. Dostupný také z: http://aplikace.mvcr.cz/sbirka-zakonu/SearchResult.aspx?q=6/1993&typeLaw=zakon&what=Cislo_zakona_smlouvy

WWW stránky

[24] BANKOVNICTVÍ. *Hotovost, nebo platba kartou?* [online]. [cit. 2018-18-3]. Dostupné z: http://bankovnictvionline.cz/banky-finance/hotovost-nebo-platba-kartou

[25] BANKOVNICTVÍ. *Zadlužování českých domácností* [online]. [cit. 2018-23-5]. Dostupné z: http://bankovnictvionline.cz/neprehlednete/zadluzovani-ceskych-domacnosti-2003-2014

[26] BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. *About the Basel Committee* [online]. [cit. 2018-27-3]. Dostupné z: https://www.bis.org/bcbs/about.htm

[27] BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. *History of the Basel Committee* [online]. [cit. 2018-27-3]. Dostupné z: https://www.bis.org/bcbs/history.htm

[28] BANKY.CZ. *Přehled a porovnání kreditních karet* [online]. [cit. 2018-31-5]. Dostupné z: https://www.banky.cz/prehled-a-porovnani/kreditni-karta/

[29] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Bankovní sektor* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zatezove_testy/zatezove_testy_bankovni_sektor.html

[30] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Bezpečnostní kapitálová rezerva* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/bezpecnostni_kapitalova_rezerva/index.html

[31] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Pojišťovací sektor a sektor penzijních společností* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zatezove_testy/zatezove_testy_pojistovaci_sektor.html

[32] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Průběžné cíle makroobezřetnostní politiky* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/prubezne_cile_makroobezretnostni_politiky/index.html

[33] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Doporučení k řízení rizik spojených s poskytování retailových úvěrů zajištěných rezidenční nemovitostí* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné

z:
https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/doporuceni_k_rizeni_rizik/index.html

[34] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Finanční stabilita* [online]. [cit. 2018-20-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/

[35] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Kapitálová rezerva ke krytí systémového rizika* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/kapitalova_rezerva_ke_kryti_systemoveho_rizika/index.html

[36] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Makroobezřetnostní politika* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/

[37] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Proticyklická kapitálová rezerva* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/proticyklicka_kapitalova_rezerva/index.html

[38] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Seznam jiných systémově významných institucí* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/seznam_jinych_vyznamnych_instituci/index.html

[39] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Vzájemné uznávání makroobezřetnostních opatření (reciprocita)* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/makroobezretnostni_politika/vzajemene_uznavani_makroobezr_opatreni.html

[40] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Zátěžové testy* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zatezove_testy/

[41] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Sektor veřejných financí* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zatezove_testy/zatezove_testy_sektor_verejnych_financi.html

[42] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Domácnosti* [online]. [cit. 2018-26-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/financni_stabilita/zatezove_testy/zatezove_testy_domacnost.html

[43] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Slovník pojmů* [online]. [cit. 2018-27-3]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/obecne/slovnik/k.html

[44] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat: úvěry klientské* [online]. [cit. 2018-22-5]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/tuvob_cs.pdf

[45] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat: hrubý domácí produkt* [online]. [cit. 2018-22-5]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/hdp3_cs.pdf

[46] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat: mzdy* [online]. [cit. 2018-22-5]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/mzdy_cs.pdf

[47] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat: míra nezaměstnanosti* [online]. [cit. 2018-22-5]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/nezcsu_cs.pdf

[48] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat: úrokové sazby měnových finančních institucí* [online]. [cit. 2018-22-5]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/mir_cs.pdf

[49] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat: reálný efektivní kurz koruny deflovaný HDP deflátorem* [online]. [cit. 2018-22-5]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/rekgdp_cs.pdf

[50] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Metodický popis dat: statistika zahraničního obchodu* [online]. [cit. 2018-22-5]. Dostupné z: https://www.cnb.cz/docs/ARADY/MET_LIST/zo_cs.pdf

[51] ČESKÉ NOVINY. *V ČR je 91 procent všech kreditních transakcí bezkontaktních* [online]. [cit. 2018-18-3]. Dostupné z: http://www.ceskenoviny.cz/zpravy/v-cr-je-91-procent-vsech-karetnich-transakci-bezkontaktnich/1576895

[52] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Průměrná mzda a evidenční počet zaměstnanců – metodika* [online]. [cit. 2018-23-5]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/1-pmz_m

[53] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Veřejná databáze: indexy spotřebitelských cen* [online]. [cit. 2018-22-5]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=CEN080&z=T&f=TABULKA&skupId=43&katalog=31779&pvo=CEN080&evo=v2300_!_CEN-SPO-BAZIC2005-Q_1

[54] EKONOM. *Češi se stále více zadlužují. Jen loni stouply dluhy domácností o 110 miliard, celkem přesahují 1,5 bilionu korun* [online]. [cit. 2018-23-5]. Dostupné z: https://ekonom.ihned.cz/c1-66034330-cesi-se-stale-vice-zadluzuji-v-prosinci-dluhy-domacnosti-stouply-o-8-4-miliardy-celkem-presahuji-1-5-bilionu-korun

[55] EVROPSKÁ CENTRÁLNÍ BANKA. *Co jsou to špatné úvěry?* [online]. [cit. 2018-20-5]. Dostupné z: https://www.bankingsupervision.europa.eu/about/ssmexplained/html/npl.cs.html

[56] FINEXPERT.CZ. *ČBA: Zrušení hotovosti je nepřijatelné pro dvě třetiny Čechů* [online]. [cit. 2018-19-3]. Dostupné z: http://www.e15.cz/finexpert/vydelavame/cba-zruseni-hotovosti-je-neprijatelne-pro-dve-tretiny-cechu-1336760

[57] HOSPODÁŘSKÉ NOVINY. *Češi preferují platbu kartou „na pípnutí". Většina ale dává stále přednost placení v hotovosti bezkontaktních* [online]. [cit. 2018-18-3]. Dostupné z: https://infografiky.ihned.cz/cesko-velmoc-bezkontaktnich-karet/r~7f0b909e0be711e8a44c0cc47ab5f122/

[58] INVESTOPEDIA. *Basel I* [online]. [cit. 2018-27-3]. Dostupné z: https://www.investopedia.com/terms/b/basel_i.asp

[59] INVESTOPEDIA. *Basel II* [online]. [cit. 2018-27-3]. Dostupné z: https://www.investopedia.com/terms/b/baselii.asp

[60] INVESTOPEDIA. *Basel III* [online]. [cit. 2018-27-3]. Dostupné z: https://www.investopedia.com/terms/b/basell-iii.asp

[61] INVESTUJEME.CZ. *Budoucnost platebních karet? NFC technologie [*online]. [cit. 2018-18-3]. Dostupné z: http://www.investujeme.cz/budoucnost-platebnich-karet-nfc-technologie/

[62] SDRUŽENÍ PRO BANKOVNÍ KARTY. *Profil ČR: Statistiky* [online]. [cit. 2018-13-3]. Dostupné z: http://www.bankovnikarty.cz/pages/czech/profil_statistiky.html

[63] SECURITY STANDARDS COUNCIL. *Card Verification Code or Value* [online]. [cit. 2018-17-3]. Dostupné z: http://www.pcistandard.cz/index.php?action=slovnik&pojem=32

Seznam zkratek

ACF	autokorelační funkce
BCBS	Basel Committee on Banking Supervision
BIS	Bank for International Settlements
CERTIS	Czech Express Real Time Interbank Gross Settlement system
ceteris paribus	za jinak neměnných okolností
CI	podmíněný index matice
CVC	Card Verification Code
CVV	Card Verification Value
ČBA	Česká bankovní asociace
ČNB	Česká národní banka
ČR	Česká republika
ČSÚ	Český statistický úřad
DE	důchodový efekt měnového kurzu
DW	Durbin Watson
EBA	European Banking Authority
EIOPA	European Insurance and Occupational Pensions Authority
ESMA	European Securities and Markets Authority
ESRB	European Systemic Risk Board
ESS	Explained Sum of Squares
EU	Evropská unie
HDP	hrubý domácí produkt
HN	Hospodářské noviny
i	úrokové sazby z kreditních karet
ISO	International Organization for Standartization
JCB	Japan Credit Bureau
KS	Kolmogorov Smirnov
LCR	Liquidity Coverage Ratio
LICI	Lower Individual Confidence Interval
LINT	lineární interpolace
LMCI	Lower Mean Confidence Interval
LR	Leverage Ratio

LTV	Loan to Value
max.	maximálně
MS	Mean Squares
MS Excel	Microsoft Excel
NFC	Near Field Communication
NPL	Non Performing Loans
NSFR	Net Stable Funding Ratio
p.a.	per annum
PACF	parciální autokorelační funkce
Pearson Correlation	Pearsonův koeficient korelace
PIN	Personal Identification Number
RPSN	Roční procentní sazba nákladů
RSS	Residual Sum of Squares
SAS	sezónní očištění
SBK	Sdružení pro bankovní karty
Sig.	Significant
SIM	Subscriber Identity Module
SMS	Short message service
SS	Sum of Squares
std.	standardní
TOL	faktor míry tolerance
TSS	Total Sum of Squares
U	obecná míra nezaměstnanosti
UICI	Upper Individual Confidence Interval
UMCI	Upper Mean Confidence Interval
USA	United States of America
VIF	faktor změny variability
w	průměrná hrubá měsíční mzda
π	míra inflace

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl(a) seznámen(a) s tím, že na mou diplomovou (bakalářskou) práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou (bakalářskou) práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová (bakalářská) práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové (bakalářské) práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové (bakalářské) práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou (bakalářskou) práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 4. 4. 2018

Jana Staňková

jméno a příjmení studenta

Seznam příloh

Příloha č. 1: Platební karty – statistiky SBK

Příloha č. 2: Vstupní data

Příloha č. 3: Vzájemné vztahy mezi proměnnými modelu – bodové diagramy

Příloha č. 4: Deskriptivní statistika

Příloha č. 5: Analýza odlehlých a extrémních hodnot – boxploty

Příloha č. 6: Dekompozice časových řad – sezónní očištění

Příloha č. 7: Korelační matice

Příloha č. 8 : Křížová korelace

Příloha č. 9: Korelační matice zpožděných proměnných

Příloha č. 10: Regresní analýza pro model (4.6)

Příloha č. 11: Regresní analýza pro model (4.7)

Příloha č. 12: Bodové diagramy rozložení kvadratických reziduí – heteroskedasticita

Příloha č. 13: Odhad odvozeného pomocného modelu – Whiteův test

Příloha č. 14: Korelační matice vysvětlujících proměnných – multikolinearita

Příloha č. 1: Platební karty – statistiky SBK

Celkový počet vydaných platebních karet na území ČR v letech 1989-2016						
	1989	**1990**	**1991**	**1992**	**1993**	**1994**
	1 000	10 000	121 000	193 000	375 000	528 000
	1995	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**
	839 000	1 285 000	1 415 300	1 860 500	2 538 900	3 960 800
	2001	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**
	4 658 890	5 296 000	6 374 000	6 868 000	7 390 000	7 865 000
	2007	**2008**	**2009**	**2010**	**2011**	**2012**
	8 623 000	8 932 000	9 054 000	9 269 000	10 030 000	9 854 000
	2013	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**	
	10 251 000	11 027 590	11 421 038	11 325 153	10 732 949	

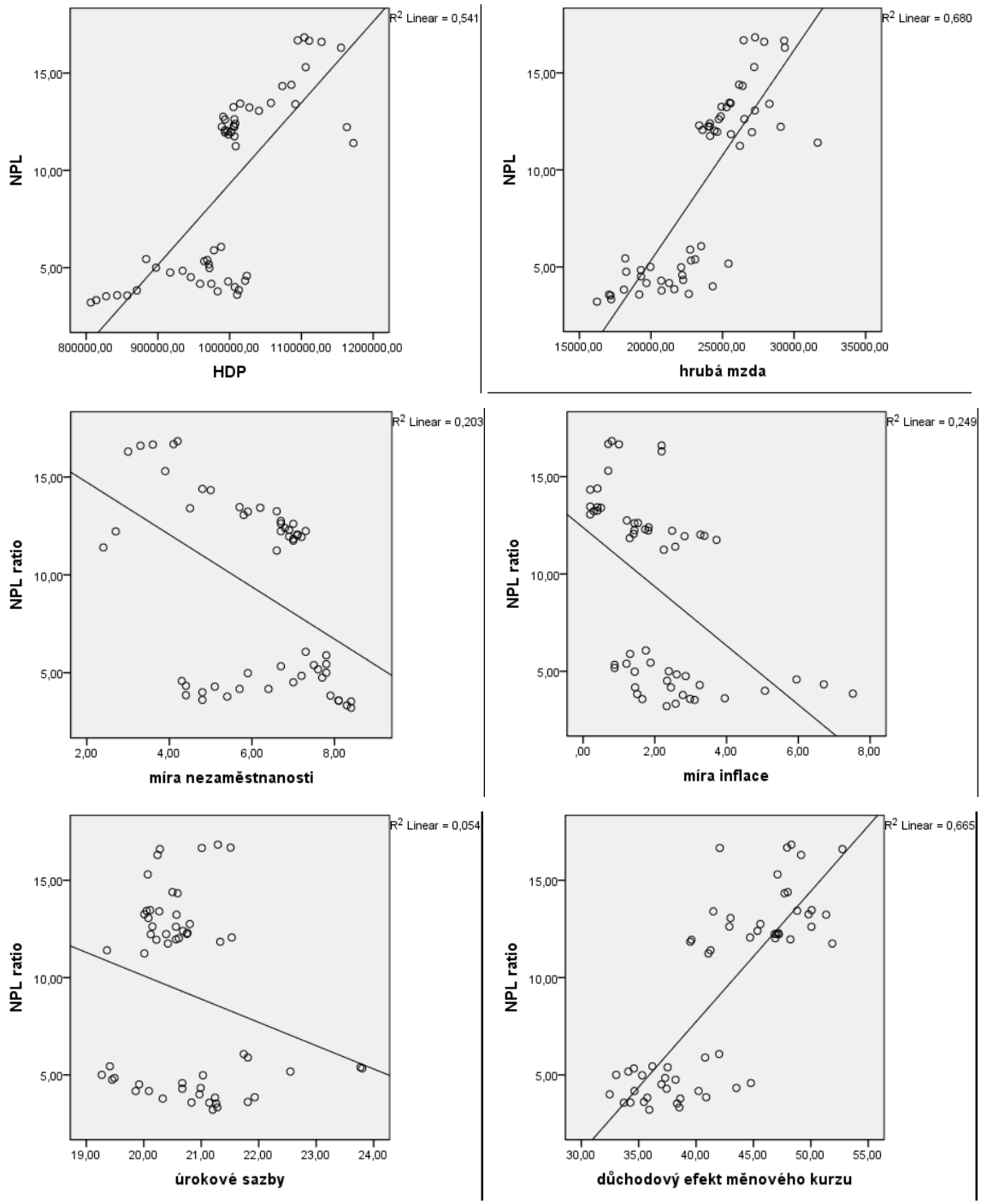
Počet vydaných debetních a kreditních karet na území ČR v letech 2003-2016	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**
debetní karty	5 829 857	5 873 728	6 418 446	6 602 775	6 974 147	7 220 667
kreditní karty	203 274	372 933	614 542	885 266	1 212 401	1 276 714
	2009	**2010**	**2011**	**2012**	**2013**	**2014**
debetní karty	7 372 327	7 400 919	7 454 543	7 533 938	7 945 804	8 731 223
kreditní karty	1 224 814	1 564 430	2 288 981	2 073 352	2 075 106	2 019 394
	2015	**2016**	**2017**			
debetní karty	9 131 920	9 240 156	8 797 432			
kreditní karty	2 023 159	1 871 562	1 905 590			

Příloha č. 2: Vstupní data

období	NPL ratio	reálný HDP	hrubá mzda	míra nezaměstnanosti	míra inflace	úrokové sazby	důchodový efekt měnového kurzu
31.03.2004	3,21	806 457	16 231	8,40	2,33	21,20	35,93
30.06.2004	3,33	814 058	17 223	8,30	2,58	21,28	38,54
30.09.2004	3,53	827 789	17 190	8,40	3,11	21,26	38,35
31.12.2004	3,58	843 178	19 183	8,10	2,98	20,83	34,27
31.03.2005	3,57	857 318	17 067	8,10	1,65	21,14	33,71
30.06.2005	3,83	870 540	18 112	7,90	1,51	21,24	35,75
30.09.2005	5,44	883 643	18 203	7,80	1,88	19,41	36,19
31.12.2005	5,00	897 467	19 963	7,80	2,39	19,27	33,04
31.03.2006	4,75	917 109	18 270	7,70	2,86	19,45	38,22
30.06.2006	4,84	934 455	19 300	7,20	2,61	19,49	37,30
30.09.2006	4,51	945 858	19 305	7,00	2,34	19,92	36,98
31.12.2006	4,17	958 726	21 269	6,40	2,45	19,86	34,63
31.03.2007	4,17	974 423	19 687	5,70	1,45	20,09	40,22
30.06.2007	3,78	983 257	20 740	5,40	2,78	20,33	38,62
30.09.2007	4,29	997 920	20 721	5,10	3,25	20,67	37,43
31.12.2007	3,61	1 010 451	22 641	4,80	3,95	21,81	35,45
31.03.2008	3,85	1 012 795	21 632	4,40	7,52	21,93	40,88
30.06.2008	4,33	1 021 563	22 246	4,40	6,71	20,99	43,51
30.09.2008	4,58	1 023 877	22 181	4,30	5,95	20,67	44,77
31.12.2008	4,00	1 007 159	24 309	4,80	5,07	20,97	32,47
31.03.2009	4,98	971 750	22 108	5,90	1,44	21,03	35,30
30.06.2009	5,33	964 516	22 796	6,70	0,88	23,80	34,58
30.09.2009	5,39	968 816	23 091	7,50	1,21	23,77	37,52
31.12.2009	5,17	971 061	25 418	7,60	0,88	22,55	34,10
31.03.2010	5,89	978 111	22 738	7,80	1,31	21,81	40,79
30.06.2010	6,07	988 135	23 504	7,30	1,75	21,74	42,01
30.09.2010	12,06	993 444	23 600	7,10	1,41	21,53	44,70
31.12.2010	11,84	998 436	25 591	7,00	1,30	21,33	39,49
31.03.2011	12,29	1 005 635	23 372	6,90	1,73	20,76	47,17
30.06.2011	12,40	1 007 916	24 116	6,80	1,83	20,68	45,35
30.09.2011	12,23	1 006 589	24 107	6,70	1,82	20,39	47,02
31.12.2011	11,24	1 008 456	26 211	6,60	2,25	20,01	41,07
31.03.2012	11,75	1 006 685	24 131	7,00	3,72	20,42	51,87
30.06.2012	11,96	1 002 266	24 627	6,90	3,38	20,56	48,22
30.09.2012	12,02	997 011	24 439	7,10	3,27	20,61	46,90
31.12.2012	11,94	993 596	27 055	7,20	2,83	20,22	39,60
31.03.2013	12,24	989 056	23 985	7,30	1,43	20,75	46,86
30.06.2013	12,75	991 015	24 877	6,70	1,22	20,80	45,60
30.09.2013	12,61	993 503	24 735	7,00	1,43	20,56	50,05

31.12.2013	12,62	1 006 577	26 525	6,70	1,53	20,15	42,90
31.03.2014	13,25	1 005 306	24 931	6,60	0,40	20,01	49,80
30.06.2014	13,43	1 014 601	25 569	6,20	0,40	20,05	48,81
30.09.2014	13,23	1 027 511	25 279	5,90	0,30	20,57	51,33
31.12.2014	13,06	1 040 797	27 261	5,80	0,20	20,08	43,00
31.03.2015	13,46	1 057 506	25 486	5,70	0,20	20,11	50,07
30.06.2015	14,33	1 073 423	26 403	5,00	0,20	20,59	47,71
30.09.2015	14,39	1 085 956	26 157	4,80	0,40	20,50	47,99
31.12.2015	13,40	1 091 595	28 276	4,50	0,50	20,27	41,50
31.03.2016	16,68	1 094 950	26 475	4,10	0,70	21,51	47,93
30.06.2016	16,83	1 103 991	27 272	4,20	0,80	21,29	48,30
30.09.2016	15,30	1 105 980	27 210	3,90	0,70	20,07	47,10
31.12.2016	16,66	1 110 868	29 309	3,60	1,00	21,01	42,06
31.03.2017	16,60	1 128 031	27 907	3,30	2,19	20,28	52,75
30.06.2017	16,30	1 155 169	29 352	3,00	2,19	20,24	49,15
30.09.2017	12,22	1 163 330	29 063	2,70	2,48	20,12	47,21
31.12.2017	11,40	1 172 439	31 646	2,40	2,57	19,36	41,26

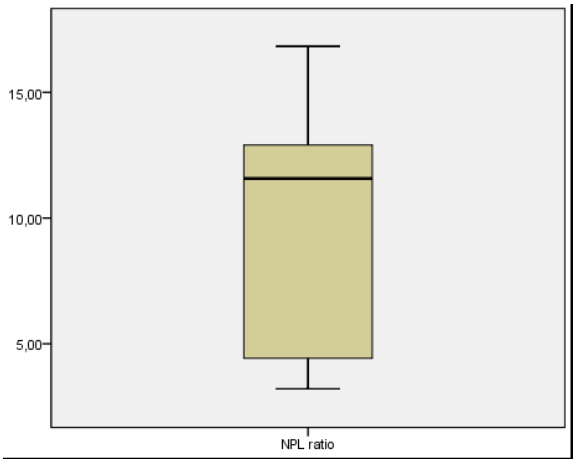
Příloha č. 3: Vzájemné vztahy mezi proměnnými modelu – bodové diagramy

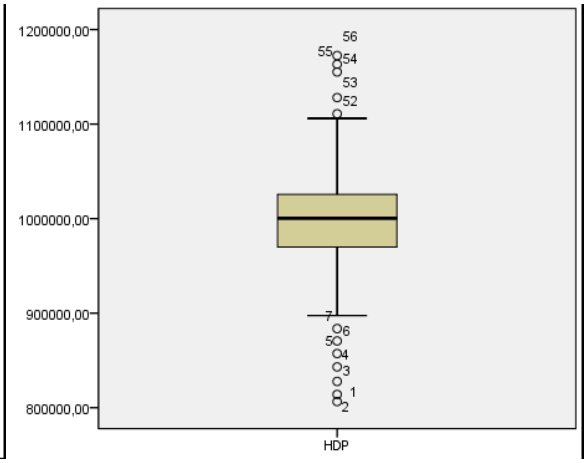


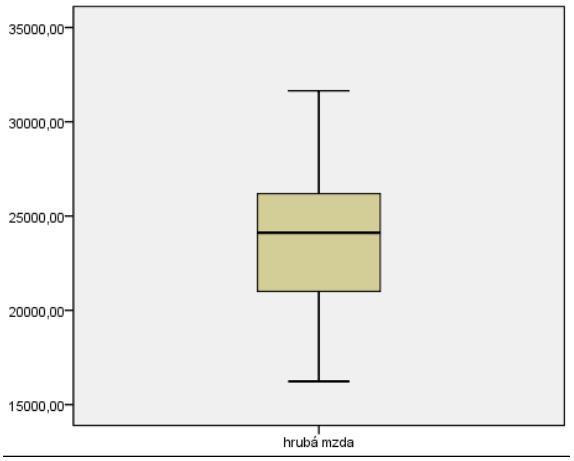
Příloha č. 4: Deskriptivní statistika

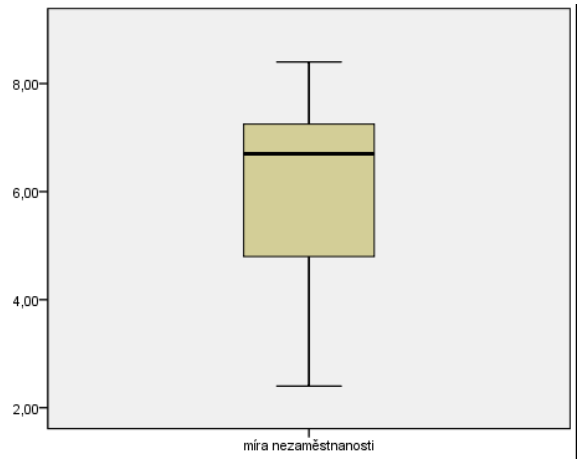
	NPL ratio	HDP	w	u	π	i	DE
počet pozorování	56	56	56	56	56	56	56
chybějící pozorování	0	0	0	0	0	0	0
střední hodnota	9,2088	997536,9643	23573,1250	6,1339	2,0932	20,7382	42,2023
medián	11,5750	1000351	24111,5	6,7000	1,7850	20,6000	41,7550
modus	4,17	806457	16231	6,70[a]	,20[a]	20,01[a]	32,47[a]
směrodatná odchylka	4,69275	82870,52706	3572,13158	1,58186	1,54166	,91351	5,70751
rozptyl	22,022	6867524255	12760124	2,502	2,377	,835	32,576
šikmost	,053	-,227	-,196	-,623	1,543	1,310	,034
std. chyba šikmosti	,319	,319	,319	,319	,319	,319	,319
špičatost	-1,644	,338	-,507	-,567	3,107	2,936	-1,240
std. chyba špičatosti	,628	,628	,628	,628	,628	,628	,628
minimum	3,21	1172439	16231	2,40	,20	19,27	32,47
maximum	16,83	55862070	31646	8,40	7,52	23,80	52,75

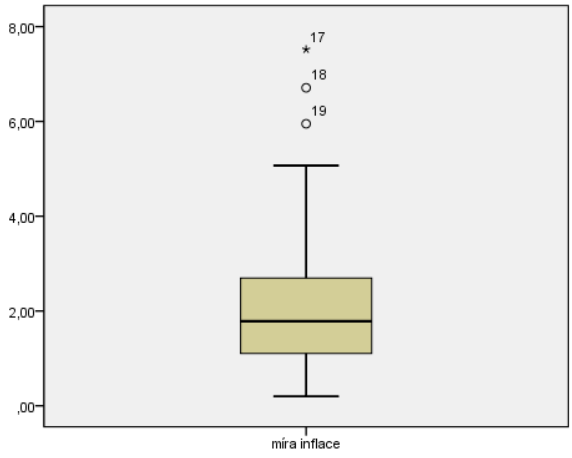
Příloha č. 5: Analýza odlehlých a extrémních hodnot - boxploty

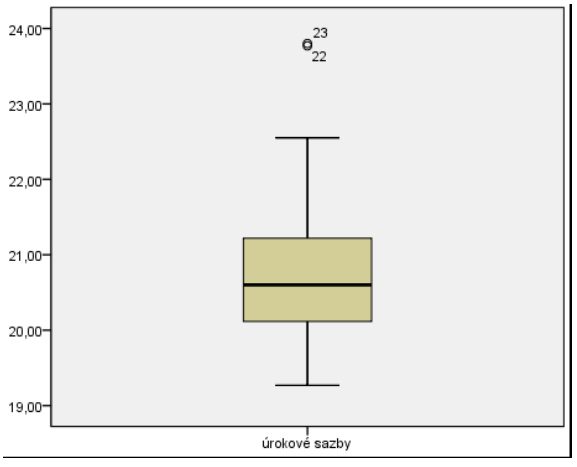


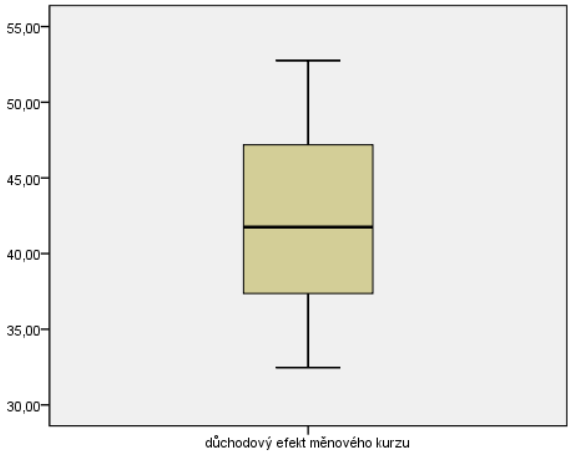




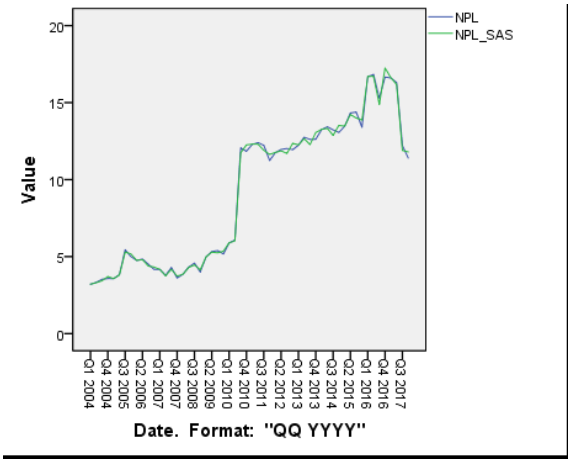


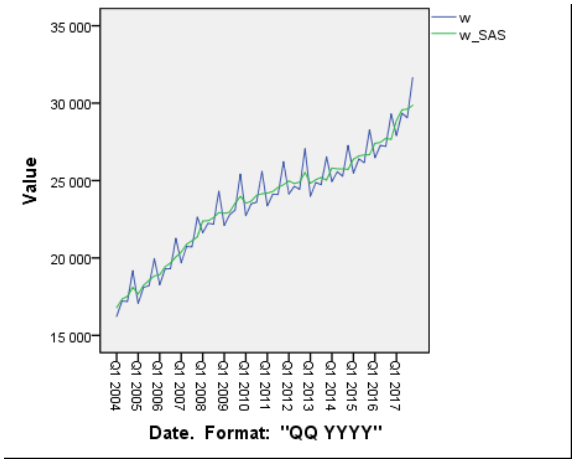


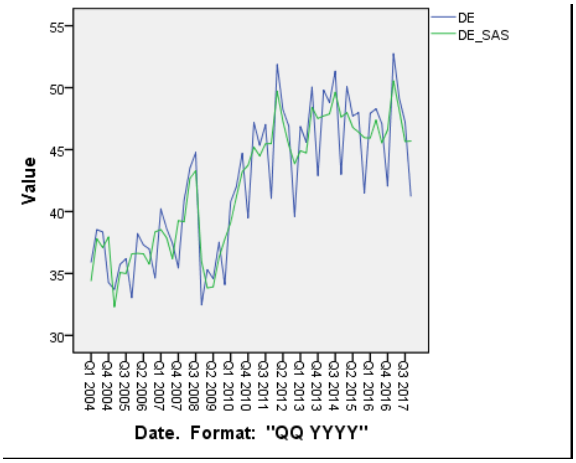



55,00
50,00
45,00
40,00
35,00
30,00
důchodový efekt měnového kurzu

Příloha č. 6: Dekompozice časových řad – sezónní očištění



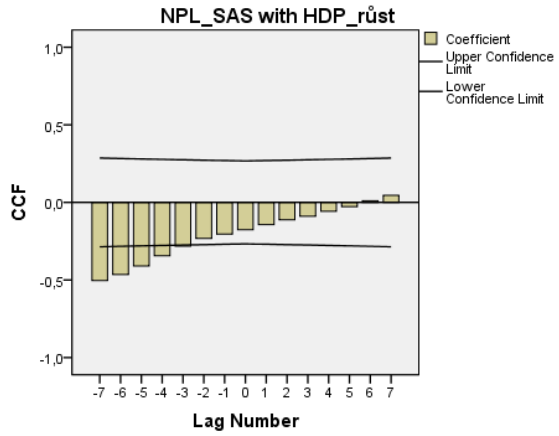


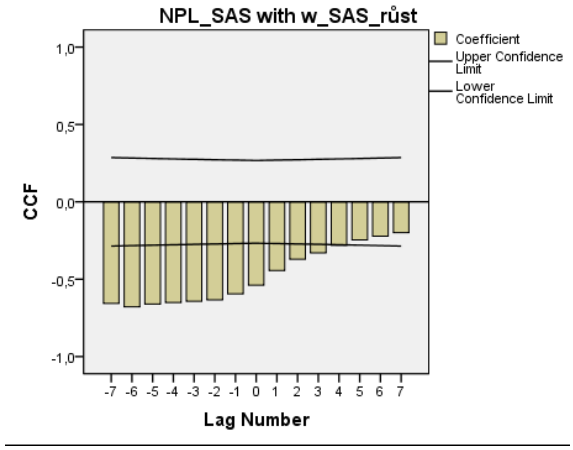


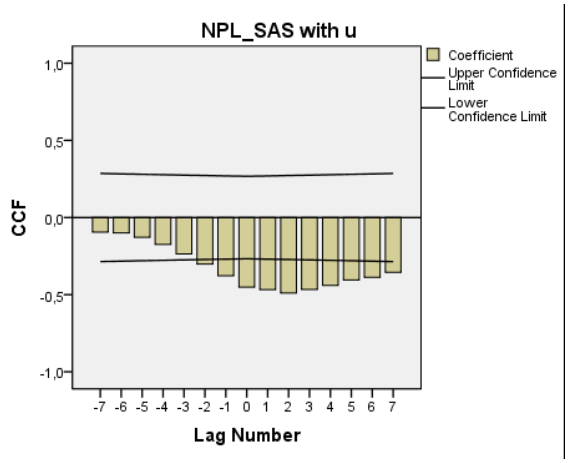
Příloha č. 7: Korelační matice

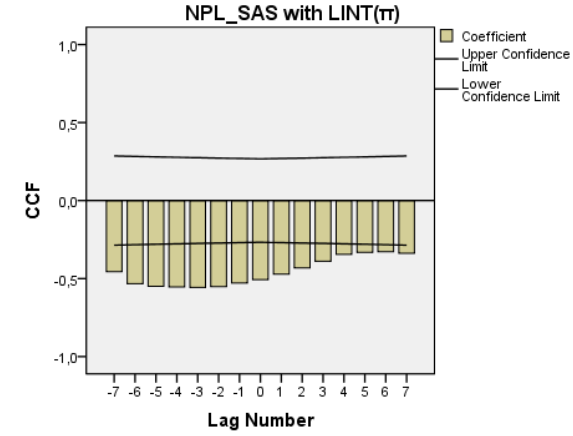
		NPL_{SAS_t}	$růstHDP_t$	$růstw_{SAS_t}$	u_t	$LINT(\pi)_t$	i_t	DE_{SAS_t}	$krize_t$
NPL_{SAS_t}	Pearson Correlation	1	-,176	-,538**	-,452**	-,507**	-,237	,894**	-,374**
	Sig.		,194	,000	,000	,000	,079	,000	,005
	N	56	56	56	56	56	56	56	56
$růstHDP_t$	Pearson Correlation	-,176	1	,526**	-,135	,106	-,554**	-,121	-,318*
	Sig.	,194		,000	,323	,435	,000	,375	,017
	N	56	56	56	56	56	56	56	56
$růstw_{SAS_t}$	Pearson Correlation	-,538**	,526**	1	-,287*	,543**	-,090	-,456**	,100
	Sig.	,000	,000		,032	,000	,509	,000	,464
	N	56	56	56	56	56	56	56	56
u_t	Pearson Correlation	-,452**	-,135	-,287*	1	-,097	,165	-,460**	,003
	Sig.	,000	,323	,032		,476	,223	,000	,983
	N	56	56	56	56	56	56	56	56
$LINT(\pi)_t$	Pearson Correlation	-,507**	,106	,543**	-,097	1	-,024	-,259	,296*
	Sig.	,000	,435	,000	,476		,858	,054	,027
	N	56	56	56	56	56	56	56	56
i_t	Pearson Correlation	-,237	-,554**	-,090	,165	-,024	1	-,298*	,498**
	Sig.	,079	,000	,509	,223	,858		,026	,000
	N	56	56	56	56	56	56	56	56
DE_{SAS_t}	Pearson Correlation	,894**	-,121	-,456**	-,460**	-,259	-,298*	1	-,303*
	Sig.	,000	,375	,000	,000	,054	,026		,023
	N	56	56	56	56	56	56	56	56
$krize_t$	Pearson Correlation	-,374**	-,318*	,100	,003	,296*	,498**	-,303*	1
	Sig.	,005	,017	,464	,983	,027	,000	,023	
	N	56	56	56	56	56	56	56	56

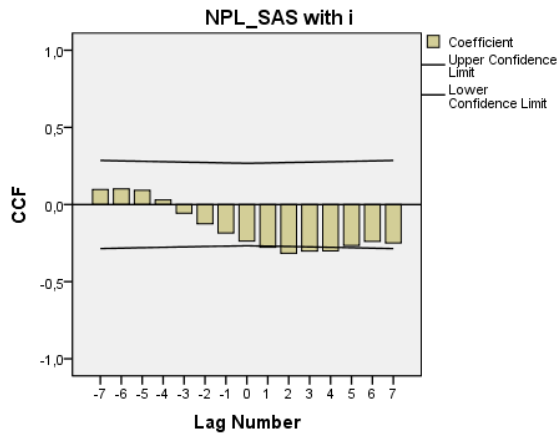
Příloha č. 8: Křížová korelace

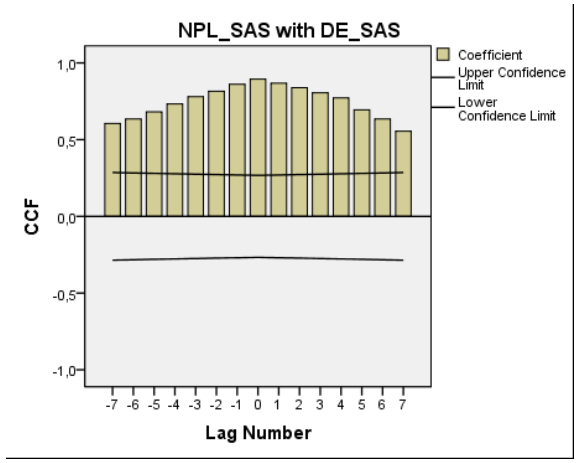


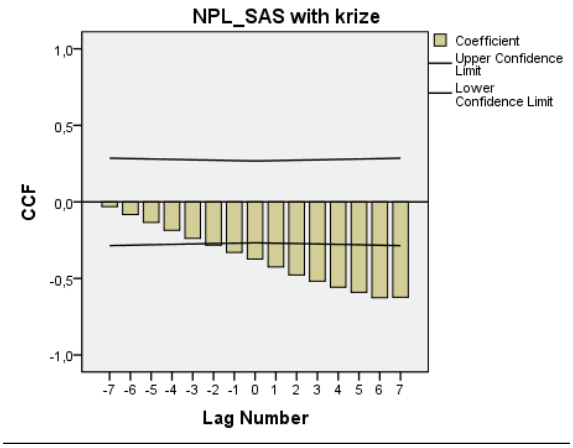











NPL_SAS with krize
Coefficient
Upper Confidence Limit
Lower Confidence Limit
CCF
1,0
0,5
0,0
-0,5
-1,0
-7 -6 -5 -4 -3 -2 -1 0 1 2 3 4 5 6 7
Lag Number

Příloha č. 9: Korelační matice zpožděných proměnných

		NPL_t	HDP_{t-7}	w_{t-6}	u_{t+2}	π_{t-3}	i_{t+2}	DE_t	$krize_{t+7}$
NPL_t	Pearson Correlation	1	-,566**	-,779**	-,452**	-,584**	-,221	,894**	-,290*
	Sig.		,000	,000	,001	,000	,108	,000	,044
	N	56	49	50	54	53	54	56	49
HDP_{t-7}	Pearson Correlation	-,566**	1	,585**	-,330*	,393**	,164	-,536**	,191
	Sig.	,000		,000	,023	,005	,270	,000	,225
	N	49	49	49	47	49	47	49	42
w_{t-6}	Pearson Correlation	-,779**	,585**	1	,135	,542**	,349*	-,783**	,553**
	Sig.	,000	,000		,361	,000	,015	,000	,000
	N	50	49	50	48	50	48	50	43
u_{t+2}	Pearson Correlation	-,452**	-,330*	,135	1	,244	,081	-,452**	-,275
	Sig.	,001	,023	,361		,085	,562	,001	,055
	N	54	47	48	54	51	54	54	49
π_{t-3}	Pearson Correlation	-,584**	,393**	,542**	,244	1	,335*	-,586**	,290
	Sig.	,000	,005	,000	,085		,016	,000	,051
	N	53	49	50	51	53	51	53	46
i_{t+2}	Pearson Correlation	-,221	,164	,349*	,081	,335*	1	-,280*	,490**
	Sig.	,108	,270	,015	,562	,016		,040	,000
	N	54	47	48	54	51	54	54	49
DE_t	Pearson Correlation	,894**	-,536**	-,783**	-,452**	-,586**	-,280*	1	-,227
	Sig.	,000	,000	,000	,001	,000	,040		,117
	N	56	49	50	54	53	54	56	49
$krize_{t+7}$	Pearson Correlation	-,290*	,191	,553**	-,275	,290	,490**	-,227	1
	Sig.	,044	,225	,000	,055	,051	,000	,117	
	N	49	42	43	49	46	49	49	49

Příloha č. 10: Regresní analýza pro model (4.6)

	R	R^2	adjusted R^2	std. chyba odhadu
model	,958[a]	,917	,907	1,43441630

	SS	df	MS	F	Sig.
regrese (ESS)	1112,090	6	185,348	90,082	,000
rezidua (RSS)	100,820	49	2,058		
celkem (TSS)	1212,910	55			

koeficienty	nestandardizované		standardizované	t	Sig.
	Beta	směrodatná odchylka	Beta		
$růstHDP_t$	-,102	,080	-,070	-1,277	,208
$růstw_{SAS_t}$	-,300	,155	-,157	-1,932	,059
u_t	-,764	,187	-,257	-4,089	,000
$LINT(\pi)_t$	-,817	,174	-,248	-4,685	,000
DE_{SAS_t}	,542	,065	,593	8,383	,000
$krize_t$	-1,229	,486	-,127	-2,528	,015

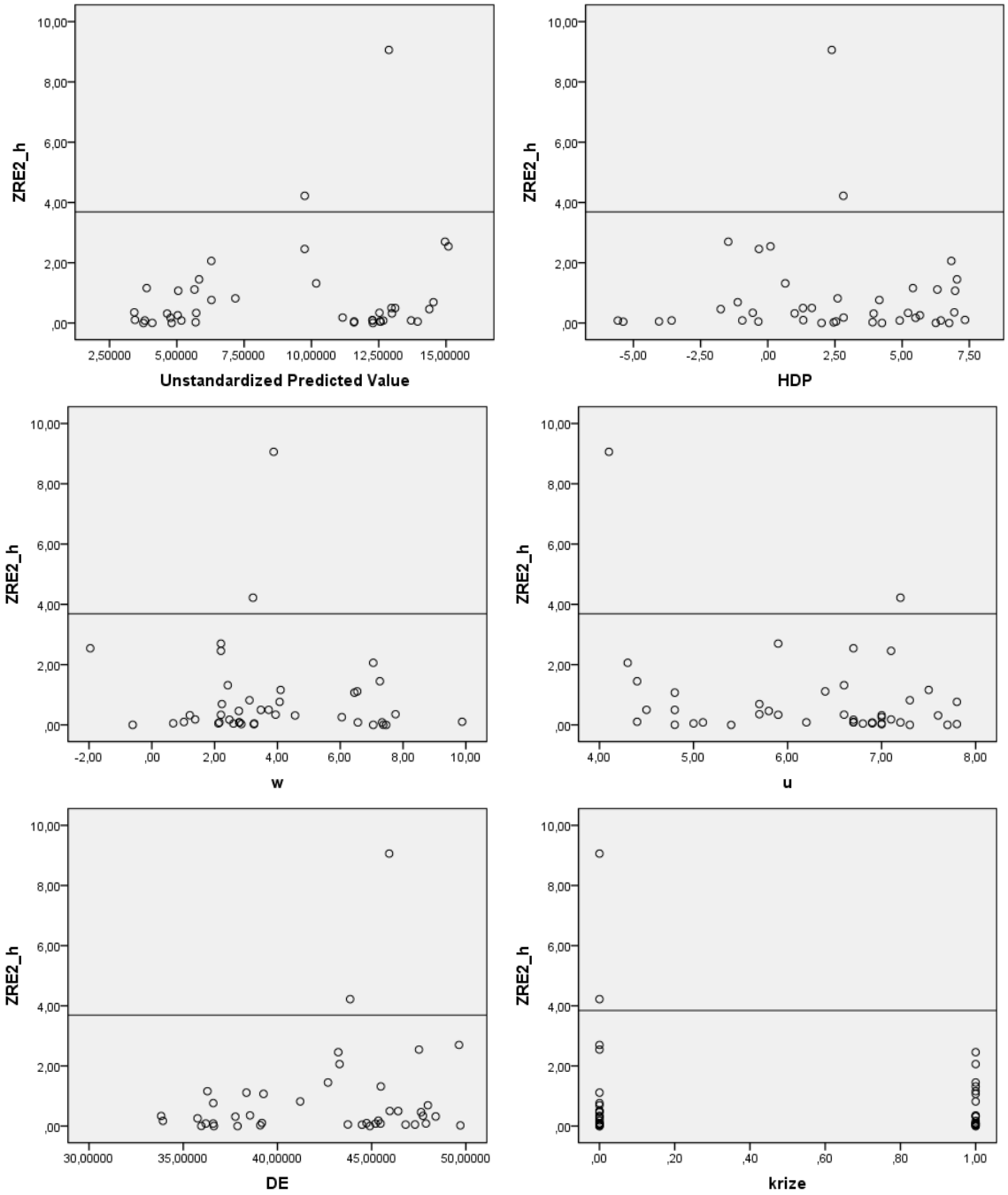
Příloha č. 11: Regresní analýza pro model (4.7)

	R	R^2	adjusted R^2	std. chyba odhadu
model	,963[a]	,928	,916	1,22598189

	SS	df	MS	F	Sig.
regrese (ESS)	678,975	6	113,162	75,289	,000
rezidua (RSS)	52,606	35	1,503		
celkem (TSS)	731,581	41			

koeficienty	nestandardizované		standardizované	t	Sig.
	Beta	směrodatná odchylka	Beta		
$růstHDP_{t-7}$	-,385	,106	-,325	-3,630	,001
$růstw_{SAS_t}$	-,423	,130	-,253	-3,247	,003
u_t	-,791	,238	-,206	-3,329	,002
$LINT(\pi)_t$	-,331	,174	-,125	-1,902	,065
DE_{SAS_t}	,322	,083	,365	3,883	,000
$krize_{t+7}$	-1,575	,509	-,188	-3,095	,004

Příloha č. 12: Bodové diagramy rozložení kvadratických reziduí – heteroskedasticita



Příloha č. 13: Odhad odvozeného pomocného modelu – Whiteův test

	R	R^2	adjusted R^2	std. chyba odhadu
model	,369	,136	,016	2,54453

	SS	df	MS	F	Sig.
regrese (ESS)	36,777	5	7,355	1,136	,359
rezidua (RSS)	233,087	36	6,475		
celkem (TSS)	269,864	41			

Příloha č. 14: Korelační matice vysvětlujících proměnných - multikolinearita

		$růstHDP_{t-7}$	$růstw_{SAS_t}$	u_t	DE_{SAS_t}	$krize_{t+7}$
$růstHDP_{t-7}$	Pearson Correlation	1	,679**	-,332*	-,536**	,191
	Sig.		,000	,020	,000	,225
	N	49	49	49	49	42
$růstw_{SAS_t}$	Pearson Correlation	,679**	1	-,287*	-,456**	,169
	Sig.	,000		,032	,000	,245
	N	49	56	56	56	49
u_t	Pearson Correlation	-,332*	-,287*	1	-,460**	-,275
	Sig.	,020	,032		,000	,055
	N	49	56	56	56	49
DE_{SAS_t}	Pearson Correlation	-,536**	-,456**	-,460**	1	-,227
	Sig.	,000	,000	,000		,117
	N	49	56	56	56	49
$krize_{t+7}$	Pearson Correlation	,191	,169	-,275	-,227	1
	Sig.	,225	,245	,055	,117	
	N	42	49	49	49	49