

Faktory ovlivňující objem naspořené částky stavebního spoření v České republice

Diplomová práce

Vedoucí práce:

Mgr. Veronika Blašková, Ph.D

Vypracovala:

Bc. Dagmar Sluková

Brno 2016

Ráda bych na této straně poděkovala vedoucí mé diplomové práce paní Mgr. Veronice Blaškové, Ph.D. za odborné konzultace, cenné připomínky a rady, které mi při zpracování této práce poskytla. Rovněž bych rána poděkovala panu Mgr. Bronislavu Šmídovi z ČMSS za zprostředkování kontaktu k získání podkladů.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Faktory ovlivňující objem naspořené částky stavebního spoření v České republice** vypracovala samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou zveřejněny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

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

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity.

V Ořechově dne 6. prosince 2016

Abstract

Sluková, D. Factors affecting the volume of the amount saved building savings in the Czech Republic. Diploma thesis. Brno: Mendel University in Brno, 2016.

This diploma thesis is focused on identification of factors affecting the volume of the amount saved building savings in the Czech Republic. The main aim of this thesis will be a construction of appropriate econometric models for the amount saved building savings. Furthermore, through the statistic tests it will be verified whether these models meet all the classical assumptions of regression model. In case of any of the assumptions being disproved a correction will be proposed. By analysing the time series will be constructed an appropriate regression model of the amount saved building savings in the Czech Republic in 1997 - 2014. First issue will be solved stacionarity of time series. Further tests will be carried specifications, multicollinearity, heteroscedasticity, autocorrelation, normality and structural break.

Keywords

Factors, building savings, time series, increment, econometrics models, hypothesis testing, heteroscedasticity, autocorrelation, normality, structural break.

Abstrakt

Sluková, D. Faktory ovlivňující objem naspořené částky stavebního spoření v České republice. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2016.

Tato diplomová práce se zaměřuje na identifikaci faktorů ovlivňující objem naspořené částky stavebního spoření v České republice. Hlavním cílem této práce bude konstrukce vhodných ekonometrických modelů pro objem naspořené částky stavebního spoření. Kromě toho prostřednictvím statistických testů bude třeba ověřit, zda tyto modely splňují všechny klasické předpoklady regresního modelu. V případě, že některý z předpokladů bude porušen, bude navržena náprava. Analýzou časových řad bude sestaven vhodný regresní model pro objem naspořené částky stavebního spoření v České republice v letech 1997 - 2014. Nejprve bude řešena problematika stacionarity časových řad. Dále budou provedeny testy specifikace, multikolinearity, heteroskedasticity, autokorelace, normality a strukturálního zlomu.

Klíčová slova

Faktory, stavební spoření, časové řady, přírůstek, ekonometrické modely, testování hypotéz, heteroskedasticita, autokorelace, normalita, strukturální zlom.

Obsah

1	Úvod a cíl práce	13
1.1	Úvod	13
1.2	Cíl práce.....	14
2	Literární přehled	15
2.1	Historie.....	15
2.2	Stavební spořitelny působící na českém trhu.....	15
2.2.1	Legislativní rámec.....	15
2.2.2	Vývoj trhu stavebního spoření v ČR	15
2.3	Závislá proměnná.....	16
2.4	Vysvětlující proměnné	17
2.4.1	Míra inflace	17
2.4.2	HDP na obyvatele	18
2.4.3	Obecná míra nezaměstnanosti	18
2.4.4	Průměrná měsíční mzda v Kč na fyzické osoby.....	19
2.4.5	Průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv.....	19
2.4.6	Celkový přírůstek obyvatel	20
2.4.7	Úroková sazba vkladových účtů u ČMSS.....	20
2.4.8	Počet nově uzavřených smluv o stavebním spoření.....	24
3	Materiál a metodika	26
3.1	Charakteristika dat.....	26
3.2	Stručný popis metodiky a testů	26
3.3	Metodika analýzy časové řady	26
3.3.1	Nestacionarita časových řad	28
3.3.2	Problematika kointegrace.....	28
3.3.3	Klasické předpoklady.....	29
3.3.3.1	Testy specifikace	29
3.3.3.2	Sériová korelace	29
3.3.3.3	Heteroskedasticita	30

3.3.3.4	Podmíněná heteroskedasticita	30
3.3.3.5	Multikolinearita	31
3.3.3.6	Normalita	31
3.3.4	QRL test strukturálního zlomu.....	31
3.3.5	Informační kritéria	31
4	Vlastní práce	32
4.1	Ekonometrická analýza	32
4.2	Specifikace modelu	32
4.2.1	Testování (ne)stacionarity	37
4.2.2	Engle-Grangerův test kointegrace.....	47
4.3	Kvantifikace modelu na datech	52
4.3.1	Odhad modelu s použitím diferencí u nestacionárních časových řad	52
4.3.1.1	Specifikace tvaru modelu	54
4.3.1.2	Verifikace modelu s konstantou (model 02).....	57
4.3.1.2.1	Ekonomická verifikace modelu	57
4.3.1.2.2	Statistická verifikace modelu.....	58
4.3.1.2.3	Ekonometrická verifikace modelu.....	59
4.3.1.2.4	Specifické testy časových řad.....	64
4.3.2	Odhad modelu s použitím prvních diferencí u všech časových řad	65
4.3.2.1	Specifikace tvaru modelu	68
4.3.2.2	Verifikace modelu s konstantou a trendem (model 06)	68
4.3.2.2.1	Ekonomická verifikace modelu	68
4.3.2.2.2	Statistická verifikace modelu.....	70
4.3.2.2.3	Ekonometrická verifikace modelu.....	72
4.3.2.2.4	Specifické testy časových řad.....	76
4.3.3	Srovnání funkčních forem	79
4.4	Aplikace modelu	80
5	Diskuse a závěr	82
6	Seznam použité literatury	85

Přílohy	88
A Původní vstupní data	89
B Test stacionarity	90
C První a druhé diference	111
D XY bodové grafy	113

Seznam obrázků

Obr. 1	Graf vývoje naspořené částky u stavebního spoření v ČR (zdroj: vlastní zpracování)	33
Obr. 2	Graf podílu poskytnutých úvěrů na přijatých vkladech v letech 2008 – 2014 (zdroj: http://www.acss.cz)	34
Obr. 3	Graf vývoje skutečné a vyrovnané naspořené částky v závislosti na čase	34
Obr. 4	Korelogram časové řady „Objem naspořené částky v mld. Kč“	38
Obr. 5	Korelogram časové řady „INFLACE“	39
Obr. 6	Korelogram časové řady „HDP na 1 obyvatele v ČR“	40
Obr. 7	Korelogram časové řady „NEZAM“	41
Obr. 8	Korelogram časové řady „PRUM_MZDA“	42
Obr. 9	Korelogram časové řady „PRUM_CC“	43
Obr. 10	Korelogram časové řady „PRIRUSTEK_OBYV“	44
Obr. 11	Korelogram časové řady „UROKOVA_SAZBA“	45
Obr. 12	Korelogram časové řady „NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY“	46
Obr. 13	Korelogram reziduí	53
Obr. 14	Výstup Gretl – grafy reziduí v závislosti na „NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY“	60
Obr. 15	Výstup Gretl – Graf reziduí v závislosti na čase	61
Obr. 16	Výstup Gretl – Korelogramy reziduí pro 4. zpoždění	61
Obr. 17	Histogram	63
Obr. 18	QRL test strukturálního zlomu	64

Obr. 19	Korelogram reziduí	66
Obr. 20	Výstup Gretl – Graf reziduí v závislosti na čase	73
Obr. 21	Výstup Gretl – Korelogramy reziduí pro 4. zpoždění	74
Obr. 22	Histogram	76
Obr. 23	QRL test strukturálního zlomu	77
Obr. 24	Graf vývoje naspořené částky a vyrovnané hodnoty	80
Obr. 25	XY bodové grafy původních dat	113
Obr. 26	XY bodové grafy diferencovaných dat u nestacionárních časových řad	114
Obr. 27	XY bodové grafy diferencovaných dat u všech časových řad	115

Seznam tabulek

Tab. 1	Aktuálně působící stavební spořitelny na českém trhu (zdroj: http://www.mfcr.cz/)	16
Tab. 2	Přehled úrokových sazeb z vkladových a úvěrových účtů u ČMSS	21
Tab. 3	Přehled úrokových sazeb úvěrů zajištěných nemovitostí (jedná se o minimální úrokové sazby)	22
Tab. 4	Přehled historicky nabízených smluvních tarifů u Modré pyramidy	23
Tab. 5	Aktuální nabídky tarifů stavebních spořitelen (zdroj: http://www.stavebky.cz/stavebni-sporeni-sporici-tarify/, údaje k datu 11. 10. 2016)	24
Tab. 6	Předpokládané vlivy proměnných X na proměnnou Y	36
Tab. 7	Přehled (ne) stacionarity časových řad (zdroj: vlastní zpracování)	47
Tab. 8	Vzestupný výběr (zdroj: vlastní zpracování)	55
Tab. 9	Skutečný vliv nezávislých proměnných na závislou proměnnou	57
Tab. 10	Statistická významnost parametrů	58
Tab. 11	Výstup Gretl – ANOVA	58
Tab. 12	Test nulové hypotézy normálního rozdělení	63
Tab. 13	Skutečný vliv nezávislých proměnných na závislou proměnnou	69
Tab. 14	Statistická významnost parametrů	70
Tab. 15	Výstup Gretl – ANOVA	70
Tab. 16	Matice párových korelačních koeficientů	72
Tab. 17	Výstup Gretl - VIF faktory	72

Tab. 18	Test nulové hypotézy normálního rozdělení	75
Tab. 19	Srovnání funkčních forem	79
Tab. 20	Tabulka číselných hodnot naspořené částky a vyrovnané hodnoty	81
Tab. 21	Původní vstupní data (zdroj: vlastní zpracování)	89
Tab. 22	První diference dat časových řad (zdroj: vlastní zpracování)	111
Tab. 23	Druhé diference proměnné Y (zdroj: vlastní zpracování)	112

1 Úvod a cíl práce

1.1 Úvod

Zajištění financování vlastního bydlení je podle mého názoru důležité pro každého jednotlivce a může být zabezpečeno několika způsoby. Pokud finanční prostředky nemáme ihned k dispozici, můžeme si je buď půjčit anebo postupně naspořit. Pravděpodobně se shodneme na tom, že většina z nás nemá potřebnou hotovost a proto se rozhoduje tento problém řešit buď hypotečním úvěrem anebo úvěrem ze stavebního spoření.

V dnešní nejisté době hrají podstatnou roli informace a žádné důležité ekonomické rozhodnutí ať už jednotlivce anebo manažerů stavebních spořitelen, firem anebo vládních úředníků se neobejde bez podrobnějších analýz.

V této diplomové práci se budu věnovat stavebnímu spoření, které umožňuje nejprve spořit a následně čerpat buď úvěr překlenovací anebo po splnění všech podmínek úvěr řádný. Stavební spoření je produkt, který poskytuje jistotu, neboť vklady jsou pojištěny do 100 000 EUR a klient může získat aktuálně státní podporu až 2000 Kč ročně. Zhodnocení vkladů je tu tedy s vyšším úrokem než na běžných vkladových účtech a zároveň úvěry jsou s nižší úrokovou sazbou než úvěry spotřebitelské. Úroková sazba úvěrů ze stavebního spoření je pak dána konkurencí a zákonným omezením (smí být nejvýše o tři procentní body vyšší než úroková sazba z vkladů). Obě úrokové sazby jsou ze zákona stanoveny jako pevné, a to po celou dobu splatnosti. Výjimku tvoří úroková sazba u úvěrů překlenovacích, která zákonem již regulována není.

Práce bude zahájena přehledem aktuálně působících stavebních spořitelen na českém trhu, které mají povolení k této činnosti od České národní banky.

V současné době roste zájem o ekonometrickou analýzu, která je pro tuto práci zásadní. Závislostí mezi vybranými ukazateli se zabývá regresní úloha. Konstrukce vhodného regresního modelu umožní definovat proměnné, které ovlivňují objem naspořené částky u stavebního spoření v České republice. Vhodný model musí splňovat všechny klasické předpoklady, což je ověřeno pomocí statistických testů. Nalezení vhodného modelu napomůže k odhalení mechanismu vzniku hodnot této časové řady a získané poznatky mohou být dále využity pro predikci budoucího vývoje. Pro všechny uvedené analýzy jsou důležité nejen výsledky, ale především jejich správná interpretace, protože jediné tak mohou sloužit ke správnému rozhodování jednotlivce i manažerů stavebních spořitel a vést tak k efektivnímu řízení.

Téma této diplomové práce vzniklo v důsledku zájmu o problematiku financování bydlení, se kterou mám vlastní zkušenosti. Z vlastní zkušenosti vím, že při koupi nemovitosti, ať již bytu anebo domu, novostavby anebo starší stavby, je nejprve vhodné se alespoň poradit s projektantem anebo jiným stavebním odborníkem a následně se na chvíli stát odborníkem na financování, aby člověk vybral produkt, který je pro něj nejvhodnější a nejlevnější.

1.2 Cíl práce

Hlavním cílem mé diplomové práce bude pomocí ekonometrické analýzy identifikovat faktory, které ovlivňují výši objemu naspořené částky u stavebního spoření v České republice. Stěžejní částí práce je sestavení vhodného vícerozměrného regresního modelu.

Pro výstavbu modelů budou použita roční data z let 1997 - 2014, která jsou veřejně dostupná na internetových stránkách Ministerstva financí a Českého statistického úřadu. Pro výstavbu modelů bude využit software Gretl, případně program Microsoft Excel.

Modely budou zobrazovat závislost výše objemu naspořené částky u stavebního spoření na vybraných vysvětlujících proměnných. Správnost modelů bude posouzena pomocí testů či grafických nástrojů, jejichž úkolem bude ověření reálnosti modelu z hlediska ekonomického, statistického i ekonometrického. Bude zjišťováno, zda jsou splněny všechny klasické předpoklady regresního modelu. Pokud bude některý z předpokladů porušen, bude navržena jeho náprava.

Předpokládáme, že objem naspořené částky bude ovlivňován faktory; jako jsou *míra inflace, HDP na 1 obyvatele, míra nezaměstnanosti, průměrná měsíční mzda, průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv, přírůstek obyvatelstva, úroková sazba, počet nově uzavřených smluv* a bude mezi nimi existovat nějaký vztah.

Cílem této práce bude analýza vývoje a chování zkoumaného ekonomického jevu. Dosažené výsledky budou v závěru diplomové práce stručně shrnuty a náležitě okomentovány.

2 Literární přehled

2.1 Historie

Na úvod bych ráda zmínila, že stavební spoření pochází, ovšem v trochu jiné podobě, z Německa, kde bylo zavedeno jako lokální bankovní produkt ve vesnici Wüstenrot nedaleko Stuttgartu. První stavební spořitelna na podnikatelském principu byla založena v roce 1924 panem Georgem Kroppem pod názvem „Společenství přátel Wüstenrot“. Založení první instituce připomínající pozdější stavební spořitelny se ovšem datuje už do roku 1775, do Birminghamu v Anglii.

Princip vycházel z dohody pěti sedláků, z nichž každý si chtěl postavit chalupu. Peníze na takové bydlení byl každý z nich schopen našetřit sám přibližně za pět let. Dohromady tedy byli schopni dát peníze na jeden dům již za jeden rok. Dohodli se proto, že každý rok se sejdou a vylosují jednoho, který si tentýž rok za peníze všech postaví chalupu. Tento nápad potvrdili písemnou smlouvou a uskutečnili. Systém se osvědčil, následně se dále rozvíjel a postupně se měnil v bankovní produkt, který v mnohem sofistikovanější podobě funguje i v dnešních moderních systémech stavebního spoření. Hlavním rozdílem bylo, že se od principu losování přešlo na princip přidělování cílové částky, tak jak ho známe dnes.

2.2 Stavební spořitelny působící na českém trhu

2.2.1 Legislativní rámec

Legislativní rámec je upraven zákonem o stavebním spoření č. 96/1993 Sb., který byl novelizován s účinností od 1. července 1995 (zákonem č. 83/1995 Sb.), daleko podstatnější změny přinesla novela č. 423/2003 Sb., která kromě úprav souvisejících se vstupem ČR do EU upravila výši státní podpory (snížení z 25 % - 4.500 Kč na 15 % ročně z uspořené částky, maximálně však z částky 20.000 Kč - 3.000 Kč). Zároveň byla prodloužena vázací lhůta z 5 na 6 let. Dále proběhlo několik dalších novel.

2.2.2 Vývoj trhu stavebního spoření v ČR

Na českém trhu po přijetí zákona v roce 1993 a v průběhu dalších dvou let bylo založeno celkem šest stavebních spořitel, které se v průběhu času redukovaly na aktuálně působících pět, které mají povolení k působení od České národní banky. Na tomto trhu se tedy setkáváme s oligopolní tržní strukturou, kdy se na trhu udržuje jen malý počet firem. Firmy se nemohou rozhodovat nezávisle na sobě, existuje mezi nimi vzájemná závislost v rozhodování. Proto se na oligopolním trhu setkáváme se strategickým chováním (Holman, 2007, s. 592).

Je třeba zmínit, že zpočátku klienti stavebního spoření u nás chápali jako výhodnou formu ukládání peněz a až později se začíná prosazovat základní myšlenka,

kerou je financování bydlení, ať už se jedná o pořízení vlastního bytu, domu nebo také rekonstrukce a renovace stávajícího bydlení (Lukáš, V., Kielar, P., 2014, s. 132).

V následující tabulce je uveden přehled aktuálně působících stavebních spořitelen na českém trhu.

Č. ř.	Název stavební spořitelny	Adresa	Internetové stránky
1.	Raiffeisen stavební spořitelna a.s.	Koněvova 2747/99, 130 45 Praha 3	http://www.rsts.cz/
2.	Modrá pyramida stavební spořitelna, a.s.	Bělehradská 128/222, 120 21 Praha 2	http://www.modrapyramida.cz/
3.	Českomoravská stavební spořitelna, a.s.	Vinohradská 3218/169, 100 17 Praha 10	http://www.cmss.cz/
4.	Wüstenrot - stavební spořitelna a.s.	Na Hřebenech II 1718/8, 140 23 Praha 4	http://www.wuestenrot.cz/
5.	Stavební spořitelna České spořitelny, a.s.	Vinohradská 180/1632, 130 11 Praha 3	http://www.burinka.cz/
Ostatní subjekty			
1.	Asociace českých stavebních spořitelen	Vodičkova 30, 110 00 Praha 1	http://www.acss.cz/

Tab. 1 Aktuálně působící stavební spořitelny na českém trhu (zdroj: <http://www.mfcr.cz/>)

2.3 Závislá proměnná

Za vysvětlovanou (závislou) proměnnou Y (regresand) bude zvolen objem v mld. Kč naspořené částky u stavebního spoření v České republice.

Y - objem naspořené částky v mld. Kč [NASPORENA_CASTKA]
Domácnosti rozdělují disponibilní důchod mezi spotřebu a úspory - úspory jsou nespotřebovanou částí důchodu:

$$S = Y_d - C$$

Úspory závisí jednak na disponibilním důchodu, a jednak na úrokové míře. Zvýšení disponibilního důchodu se projeví zvýšením spotřeby i úspor (Holman, 2004, s. 424).

Jestliže se chceme chovat rozumně jako naši předci, budeme část svých příjmů (úrody) dávat stranou a budeme je využívat v dobách, kdy naše příjmy poklesnou (Syrový, 2010, s. 15). Odkládání příjmů povede k tomu, že budeme hromadit majetek, a o ten je potřeba se dobře starat. Celá problematika investování je tedy o vztahu výnosu, rizika a likvidity.

Úspor docílíme však také tím, že uskrovníme se ve svých potřebách, obmezujeme se na vydání nejnútnejší (Klier, 1914, s. 5). Kdo všechny své příjmy utrácí, žije pouze pro sebe, žije pouze přítomností, ale kdo šetří, žije také pro své bližní, žije i pro budoucnost. Spořením založíme si nejkrásnější, nejslastnější život rodinný, spořením nejlépe působíme na výchovu dítek svých (Klier, 1914, s. 11).

2.4 Vysvětlující proměnné

Pro tvorbu vícerozměrného regresního modelu jsem vybrala celkem 8 vysvětlujících proměnných (regresorů), u kterých předpokládám dle ekonomických teorií vliv na objem naspořené částky u stavebního spoření v České republice:

- X_1 - průměrná roční míra inflace v % [INFLACE],
- X_2 - HDP na 1 obyvatele ČR v Kč [HDP_OBYV],
- X_3 - obecná míra nezaměstnanosti v % [NEZAM],
- X_4 - průměrná měsíční mzda v Kč na fyzické osoby [PRUM_MZDA],
- X_5 - průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv o stavebním spoření FO - občany (objem v tis. Kč) [PRUM_CC],
- X_6 - celkový přírůstek obyvatel v ČR (os.) [PRIRUSTEK_OBYV],
- X_7 - úroková sazba vkladových účtů u ČMSS v % [UROKOVA_SAZBA],
- X_8 - počet nově uzavřených smluv o stavebním spoření (ks) [NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY].

V další části této kapitoly je uvedena stručná charakteristika jednotlivých vysvětlujících proměnných.

2.4.1 Míra inflace

Inflace je všeobecně ekonomy definována jako nárůst cenové hladiny zboží a služeb v ekonomice v určitém časovém období.

Statistické vyjadřování inflace vychází z měření čistých cenových změn pomocí indexů spotřebitelských cen. Cenové indexy poměřují úroveň cen vybraného koše reprezentativních výrobků a služeb (cca 730) ve dvou srovnávaných obdobích, přičemž váha, která je jednotlivým cenovým reprezentantům ve spotřebním koši přisouzena, odpovídá podílu daného druhu spotřeby, který zastupují, na celkové spotřebě domácností. Do spotřebního koše je zařazeno potravinářské zboží (potraviny, nápoje, tabák), nepotravinářské zboží (odívání, náby-

tek, potřeby pro domácnost, drogistické a drobné zboží, zboží pro dopravu a volný čas, zboží pro osobní péči aj.) a služby (<http://www.businessinfo.cz>).

Mezi negativní vlivy inflace patří snížení reálné hodnoty peněz, dále nejistota ohledně budoucího vývoje cen, což odrazuje ekonomické subjekty spořit. Proti působení vlivu inflace na naše úspory můžeme bojovat jen tím, že je dlouhodobě investujeme.

Průměrná roční míra inflace, která je použita, je míra inflace vyjádřená přírůstkem **průměrného ročního indexu** spotřebitelských cen a vyjadřuje procentní změnu průměrné cenové hladiny za 12 posledních měsíců proti průměru 12 předchozích měsíců. Tato míra inflace se používá při úpravách nebo posuzování průměrných veličin.

Můžeme si všimnout, že za posledních 19 let dosáhla maxima v roce 1998, a to 10,7 %. Následně je vyšší v roce 2008, a to 6,3 % a pak ještě v roce 2012 dosáhla 3,3 %. V roce 2014 klesá inflace na hodnotu 0,4 % a v roce 2015 ČSÚ vykazuje hodnotu pouhých 0,3 %.

Inflace způsobuje znehodnocování finančních prostředků, a proto tendence ke spoření budou s rostoucí mírou inflace klesat a s klesající mírou inflace růst.

2.4.2 HDP na obyvatele

Hrubý domácí produkt je peněžním vyjádřením celkové hodnoty statků a služeb nově vytvořených v daném období na určitém území a používá se ke stanovení výkonnosti ekonomiky. HDP na obyvatele slouží jako makroekonomický ukazatel srovnání životní úrovně v mezinárodním měřítku.

HDP na 1 obyvatele v Kč = podíl HDP v běžných cenách a středního stavu obyvatel v příslušném roce.

V naší časové řadě si můžeme všimnout, že od roku 1997 až do roku 2014 HDP na obyvatele rostlo. Výjimku představuje rok 2009, kdy došlo oproti předchozímu roku k poklesu, což přisuzují hospodářské krizi v tomto období.

Vyšší hodnota HDP na obyvatele ČR by měla znamenat vyšší životní úroveň obyvatelstva a současně větší ochotu spořit.

2.4.3 Obecná míra nezaměstnanosti

Míra registrované nezaměstnanosti byla sledována do roku 2002 podle staré metodiky, od roku 2003 podle stávající metodiky a současně na základě dohody s Českým statistickým úřadem Ministerstvo práce a sociálních věcí počínaje lednem 2013 přechází na nový ukazatel registrované nezaměstnanosti v ČR s názvem „Podíl nezaměstnaných osob“, který vyjadřuje podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání ve věku 15 - 64 let ze všech obyvatel ve stejném věku. Nový ukazatel „Podíl nezaměstnaných osob“ má kvůli odlišné definici jinou úroveň a je tudíž s původním ukazatelem nesrovnatelný. Pro sledování vývoje nového ukazatele je na adrese (http://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/casove_rady) k dispozici časová řada do úrovně okresů od roku 2005.

V modelu jsem se proto rozhodla použít obecnou míru nezaměstnanosti, která je dostupná pro všechny roky. Pro úplnost je třeba uvést, že je sledován

rovněž ukazatel dlouhodobé míry nezaměstnanosti, který vykazuje podstatně nižší procentuální hodnoty.

Časová řada obecné míry nezaměstnanosti vykazuje za sledovaných 18 let hodnoty v rozmezí 4 - 8 %. Nulové hodnoty ovšem v tržní ekonomice nemůže nikdy dosáhnout, protože vždy bude existovat určitá nezaměstnanost. Je dána tím, co ekonomové nazývají frikční nezaměstnanost, která vzniká v důsledku toho, že spárování nového pracovního místa a vhodného uchazeče není z povahy věci okamžité. V totalitní společnosti by něco takového asi možné bylo.

Zvyšování nezaměstnanosti může způsobovat pokles zájmu o zakládání nových smluv anebo snižování částky, kterou budou lidé na své vkladové účty ukládat.

2.4.4 Průměrná měsíční mzda v Kč na fyzické osoby

Na úvod je třeba uvést, že průměrná hrubá měsíční mzda je publikována ve dvou podobách:

- ✚ **na fyzické osoby**, kdy v čitateli mohou být i příjmy z vedlejšího pracovního poměru, částečného pracovního poměru apod.;
- ✚ **na přepočtené počty**, kdy se výpočet průměrné mzdy koriguje o vliv různých pracovních úvazků a poměrů (výpočet by měl odrážet průměrnou mzdu za plný pracovní úvazek).

Pro naše potřeby se doporučuje používat průměrná hrubá měsíční mzda na fyzické osoby, a to z toho důvodu, že není zatížena nepřesnostmi vyplývajícími z doodhadů.

V tabulce dat, která je součástí přílohy A, jsou údaje ze dvou různých tabulek z databáze Českého statistického úřadu vše na fyzické osoby. Pro "poskládání" řady o mzdách před rokem 2000 je ČSÚ doporučováno používat soubor s daty 1993 - 2008 (<https://www.czso.cz/csu/czso/casove-rady-zakladnich-ukazatelu-statistiky-prace-srpen-2015>, tab. 40). Pro úplnost je však třeba ještě podotknout, že vzhledem k tomu, že jsou to data podle předchozí metodiky, nejsou s těmi aktuálními plně srovnatelná.

Námi sledovaná časová řada vykazuje rostoucí trend, kromě roku 2013, kdy oproti předchozímu roku hodnota průměrné měsíční mzdy mírně klesla.

Růst průměrné mzdy způsobuje, že se lidé stávají bohatšími a mohou si tudíž dovolit více spořit. Důležitý je ovšem růst reálné mzdy, nikoliv pouze její nominální růst.

2.4.5 Průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv

Cílová částka je částka sjednaná ve smlouvě o stavebním spoření. Její definice je stanovena zákonem. Cílová částka zahrnuje naspořenou částku (vklady klienta, státní podporu a úroky) a úvěr, jde tedy o objem prostředků, které může klient pro financování svých bytových potřeb získat.

Klient platí poplatek 1 % z cílové částky při uzavření smlouvy, který ovlivňuje, na jakou výši smlouvu sjednává, a tudíž kolik bude spořit. Některé stavební

spořitelny v rámci různých marketingových akcí poskytují slevy z úhrady za uzavření smlouvy (např. ČMSS v roce 2014 měla akci „Prémie pro děti“). Kromě tohoto jednorázového poplatku je třeba pro úplnost uvést, že klient platí každoročně poplatek za vedení účtu.

2.4.6 Celkový přírůstek obyvatel

Celkový přírůstek obyvatelstva představuje změnu počtu obyvatel v důsledku přirozené změny obyvatel (živě narození – zemřelí) a změny stěhováním (přistěhovalí – vystěhovalí).

Od roku 1997 až do roku 2005 se setkáváme se záporným přirozeným přírůstkem, což svědčí o tom, že se rodilo méně dětí, než byl počet lidí, kteří umírali. Od roku 2006 až do roku 2014, vyjma roku 2013 je přirozený přírůstek v mírně kladných hodnotách, což shledávám za velmi pozitivní faktor demografického vývoje situace v České republice.

Celkový přírůstek obyvatel je však z převážné části složen z obyvatel, kteří se do ČR přistěhovali, tedy z migrace obyvatel. Pokud bychom se podívali do statistik tak maxima 93.941 dosáhl v roce 2007 a to díky 104.445 přistěhovalcům.

Přírůstek obyvatel může mít pozitivní vliv na zakládání nových smluv a tudíž zvýšení objemu naspořené částky.

2.4.7 Úroková sazba vkladových účtů u ČMSS

Pro potřeby modelování byla vybrána úroková sazba z vkladů u ČMSS. V případě, že v daném roce bylo možno dle všeobecných obchodních podmínek (dále jen VOP) uzavřít smlouvu ve více tarifech, byla použita sazba nižší. V těchto tarifech s nižší úrokovou sazbou předpokládám, že uzavírají smlouvy klienti, kteří mají následně zájem o čerpání úvěru. V případě, že byly používány dvě sazby během jednoho roku, byla použita ta sazba, která byla platná pro delší časové období daného roku.

Níže je uveden stručný přehled úrokových sazeb z vkladových a úvěrových účtů u Českomoravské stavební spořitelny.

<i>Období</i>	<i>Úročení vkladového účtu v %</i>	<i>Úročení úvěrového účtu v %</i>
01. 09. 1993 - 31. 08. 2001	3 %	6 %
01. 09. 2001 - 31. 10. 2002	3 %	6 %
01. 11. 2002 - 30. 06. 2004	Tarif Invest 2 %, Tarif Klasik 3 %	Tarif Invest 4,8%, Tarif Klasik 5,5 %
01. 07. 2004 - 31. 03. 2005	Tarif Invest 2 %	Tarif Invest 4,8 %
01. 04. 2005 - 28. 02. 2006	Tarif Invest a Perspektiv 2 %	Tarif Invest a Perspektiv 4,8 %
01. 03. 2006 - 31. 05. 2012	Tarif Invest a Perspektiv 2 %, Tarif Atraktiv 1 %	Tarif Invest a Perspektiv 4,8 %, Tarif Atraktiv 3,7 %
01. 06. 2012 - 31. 10. 2014	Tarif Variant 1,5 %, Tarif Garant 1 %	Tarif Variant 4,3 %, Tarif Garant 2,95 %
01. 11. 2014 - 30. 06. 2016	Tarif MULTI 1,3 %, Tarif Garant 1 %	Tarif MULTI 4,3 %, Tarif Garant 2,95 %
01. 07. 2016 - dosud	Tarif AKTIV Spořicí 0,5 % plus úrokový bonus: za 1. - 6. rok pravidelného měsíčního spoření 0,5 %, za 7. - 9. rok 0,7 %	Tarif AKTIV 15, 20, 25 a 30 3,5 %

Tab. 2 Přehled úrokových sazeb z vkladových a úvěrových účtů u ČMSS

V této části se mi zdá vhodné rovněž zmínit úrokové sazby i jiných stavebních spořitelen. Následně pro potřeby srovnání uvádím i úrokové sazby hypoték.

Modrá pyramida nabízí aktuální depozitní sazbu v tarifu TREND 0,5 % p. a. plus úrokový bonus dle zůstatku. V pásmu od 0 Kč do 300.000 Kč včetně +0,5 %, více než 300.000 Kč +0,0 %. V případě spoření déle než 6 let (platnost

akce od 1. 8. 2016) v případě zůstatku do 300.000 Kč nabízí ještě +0,3 %. Úrokové sazby úvěrové jsou aktuálně 3,49 %, a to při rychlé, standardní i pomalé variantě (údaje k datu 20. 10. 2016).

Pro úplnost rovněž zmíníme aktuální sazby úvěrů zajištěných nemovitostí u výše zmíněné spořitelny a hypoték (údaje k datu 20. 10. 2016):

Typ úvěru	Úroková sazba p. a. (%)
Hypoúvěr	1,79
Hypoúvěr 100	3,09

Hypotéky KB

Fixace (roky)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	15
0 – 90 % LTV**	2,49	2,49	1,79	1,79	1,79	1,79	1,79	1,99	1,99	1,99	2,49
90 – 100 % LTV**	3,49	3,49	3,09	3,09	3,09	3,09	3,09	3,29	3,29	3,29	3,79

**LTV (loan to value = poměr výše úvěru k hodnotě zajištění)

Tab. 3 Přehled úrokových sazeb úvěrů zajištěných nemovitostí (jedná se o minimální úrokové sazby)

Hypotéka = čistě účelová půjčka zajištěná zástavou nemovitosti. Hypotéky můžeme členit dle typu na standardní, stoprocentní a americké. Americká hypotéka je v podstatě neúčelový úvěr se zástavou nemovitosti. Obecně se splatnost hypoték pohybuje v rozmezí 15 - 20 let, ovšem banky nabízí i na 40 let (Vichnarová, Nováková, 2007). *Fixace* = doba, kdy se na podmínkách smlouvy nebude nic měnit. Mimořádné splátky jsou totiž u hypoték vhodné jen v době, kdy se mění fixace, anebo když je to předem s bankou domluveno v úvěrové smlouvě. Mimo tuto dobu banka naúčtuje klientovi nepřijemnou pokutu. Tu je tedy velký rozdíl ve srovnání se stavebním spořením, kdy mimořádnou splátku může klient učinit kdykoliv bez jakýchkoliv sankcí. Druhým velkým rozdílem je, že úroky u stavebního spoření se nemění po celou dobu splácení, kdežto u hypotéky jsou garantovány jen po dobu fixace. Je třeba si rovněž uvědomit, že banka může u hypoték vyžadovat životní pojištění, které úvěr samozřejmě prodraží.

Úrokové sazby na trhu hypotečních úvěrů jsou ovlivňovány úrokovými sazbami dluhopisů, protože právě dluhopisy jsou zdrojem peněz pro banky (Syrový, 2003, s. 40).

Pro poskytnutí jak hypotéky, tak i úvěru ze stavebního spoření bude banka vyžadovat v případě zaměstnance „*Potvrzení o příjmech*“. Podnikatelé prokazují své příjmy předložením *daňového přiznání*.

Na závěr je třeba poznamenat, že úroky z úvěru ze stavebního spoření i z hypotečního úvěru, lze za předpokladu splnění zákonem stanovených podmínek odečíst od daňového základu.

Modrá pyramida rovněž nabízí úvěry bez zajištění (k datu 20. 10. 2016 typ Rychloúvěr: sazba 5,89 %).

Historicky nabízené smluvní tarify u Modré pyramidy (zdroj: <https://www.modrapyramida.cz/sazebniky/urokove-sazby/>):

Tarif smlouvy	Tarif nabízen od - do	Úroková sazba p. a. (%)
PROFIT	12/1993 – 08/2003	3,0
KREDIT	04/2003 – 04/2014	2,0
OPTIMAL	04/2014 – 11/2015	1,0

Tab. 4 Přehled historicky nabízených smluvních tarifů u Modré pyramidy

Wüstenrot naopak nabízí základní sazbu 1 % a bonus 0,1 %, pokud klient vydrží spořit alespoň sedm let.

Raiffeisen stavební spořitelna a **Buřinka** úročí vklady jedním procentem bez dalších bonusů (údaje k datu 21. 06. 2016).

Přehled tarifů pro spoření

V následující tabulce je uveden přehled tarifů pro spoření. Ve výpočtu je zahrnuta státní podpora, všechny poplatky a daně a vše je počítáno jednotnou metodikou. Díky tomu jsou výsledky korektní a porovnatelné.

Tarif	ČUS
WÜST ProSpoření OF-S + Kamarád	3,518 %
WÜST ProSpoření OF-S + Kamarád+	3,518 %
MPSS Mopísek	3,517 %
MPSS Spoření třetího věku	3,517 %
SSČS Standard online	3,409 %
RSTS S 151 online	3,338 %
MPSS Mopy Junior	3,322 %
WÜST ProSpoření OF-S online	3,322 %
ČMSS Prémie pro děti a mladé	3,267 %
SSČS Standard	3,154 %
RSTS S 151	3,141 %
MPSS Moudré spoření	3,125 %

Tarif	ČUS
WÜST ProSpoření OF-S	3,125 %
ČMSS Aktiv Spořicí	3,071 %
RSTS U 152	2,703 %
WÜST ProÚvěr OY-U	2,688 %
WÜST ProÚvěr OZ-U	2,688 %
RSTS U 153	2,351 %

Tab. 5 Aktuální nabídky tarifů stavebních spořitelen (zdroj: <http://www.stavebky.cz/stavebni-sporeni-sporici-tarify/>, údaje k datu 11. 10. 2016)

Seznam obsahuje aktuální nabídky tarifů stavebních spořitelen, které jsou určeny pro pravidelné spoření. Z tohoto důvodu nejsou v seznamu uvedeny nabídky, které předpokládají zvýšení cílové částky stávající smlouvy, počáteční jednorázový vklad a podobně.

Teoretická východiska: zvýšení úrokové míry působí prostřednictvím substitučního efektu na pokles spotřeby a na zvýšení úspor, jak to vyplývá z modelu mezičasové volby (Holman, 2004, s. 424). Zvyšování úrokové sazby by mělo motivovat občany více spořit, naopak snižování úrokové míry podněcuje k investicím a tudíž využívání různých druhů úvěrů pro financování těchto investic. Naše časová řada vykazuje pokles z 3 % na 1 % během posledních 18 let.

2.4.8 Počet nově uzavřených smluv o stavebním spoření

Z vývoje tohoto ukazatele můžeme říci, že od roku 1997 až do roku 2003 počet nově uzavřených smluv rostl a v roce 2003 dosáhl maxima, a to 2.097.338 kusů smluv. Tento vývoj přisuzují oblíbenosti stavebního spoření v tomto období a současně novele zákona č. 423/2003 Sb., která kromě úprav souvisejících se vstupem ČR do EU upravila výši státních podpor. Lidé proto uzavírali smlouvy z důvodu, aby si zachovali stávající podmínky státní podpory (snížení z 25 % - 4.500 Kč na 15 % ročně z uspořené částky, maximálně však z částky 20.000 Kč - 3.000 Kč). Můžeme ale vidět, že objem naspořené částky neustále roste a maxima dosahuje až v roce 2012. Průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv rovněž roste a maxima dosahuje až v roce 2013. Je tedy zřejmé, že dříve bylo uzavíráno více smluv, ale na nižší cílové částky. V roce 2015 bylo uzavřeno 373.096 smluv. Dochází tedy oproti předchozímu roku opět k mírnému poklesu.

ČMSS očekává, že v letošním roce dojde k nárůstu nově uzavřených smluv o stavebním spoření. Počítáme s tím, že v letošním roce uzavřeme minimálně o 10 procent více smluv než loni, čísla za necelou první polovinu roku toto naše očekávání potvrzují,“ uzavřel Manfred Koller. ČMSS v loňském roce uzavřela

185 tisíc smluv o stavebním spoření (zdroj: <http://www.stavebky.cz/cmss-oznamila-zmenu-tarifu/>).

Zvyšování počtu nových smluv by mělo vést ke zvyšování naspořené částky, ale nemusí to být pravidlem, a proto znaménko u tohoto ukazatele může být jak kladné, tak záporné.

3 Materiál a metodika

3.1 Charakteristika dat

Pro tuto práci byla zvolena roční data časových řad z let 1997 až 2014, která jsou veřejně dostupná na internetových stránkách Ministerstva financí a Českého statistického úřadu. Dále byla použita data úrokových sazeb z Všeobecných obchodních podmínek Českomoravské stavební spořitelny.

K ekonometrickému modelování bylo zapotřebí vybrat vhodné vysvětlující proměnné, které ovlivňují objem naspořené částky u stavebního spoření v České republice. Sběr dat byl proveden ze statistik veřejné databáze Českého statistického úřadu a Ministerstva financí.

Veškeré zdroje dat jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Ke zpracování byl využit software Gretl, případně program Microsoft Excel.

3.2 Stručný popis metodiky a testů

Ekonometrická analýza bude zahájena specifikací modelu, která obsahuje volbu proměnných, specifikaci parametrů a volbu funkční formy.

Za použití některé z metod postupného výběru budou vybrány statisticky významné vysvětlující proměnné, které budou následně součástí modelu. Bude zvolena vhodná funkční forma a proveden odhad numerických hodnot parametrů modelu, přitom budeme využívat nástrojů k posouzení statistické významnosti provedených odhadů a k ověření základních předpokladů, které musí model splňovat, aby nám mohl poskytnout reálně využitelný výstup.

Jelikož analyzujeme sekundární časová data, budou nejprve provedeny specifické testy časových řad. Jedná se o testy stacionarity, mezi něž patří ADF test a KPSS test, následně bude řešena problematika kointegrace.

Poté bude model ekonomicky, statisticky i ekonometricky verifikován. Budou provedeny testy specifikace (Ramseyho RESET test a LM test specifikace), provedena analýza rozptylu ANOVA, následně bude model podroben testům multikolinearity, heteroskedasticity, autokorelace a normality chybového členu. Závěrem bude proveden i QRL test strukturálního zlomu.

Po celou dobu modelování je uvažována 5 % hladina významnosti α . Nakonec bude proveden závěr o vlivu jednotlivých nezávislých proměnných na sledovanou závislou proměnnou.

3.3 Metodika analýzy časové řady

Časovou řadou rozumíme posloupnost obsahově srovnatelných údajů jednoznačně uspořádaných v časovém sledu od minulosti až po přítomnost.

Ekonomické časové řady jsou charakteristické:

a) trendem, b) sezónností, c) podmíněnou heteroskedasticitou, d) nelinearitou a e) společnými vlastnosti více časových řad, např. tzv. společným trendem.

V empirických analýzách se někdy ekonomické časové řady logaritmičtě transformují. Důvodů pro tuto transformaci je několik. Některé ekonomické časové řady jsou charakteristické exponenciálně se vyvíjejícím trendem a logaritmičtá transformace znamená jeho linearizaci. Touto transformací se současně časová řada stabilizuje z hlediska variability (Artl, Artlová, 2009, s. 290). Klasická analýza ekonomických časových řad vychází z předpokladu, že časové řady je možné rozložit na čtyři složky: trendovou, cyklickou, sezónní a náhodnou.

Trendová složka vyjadřuje celkovou tendenci vývoje zkoumaného jevu, která má charakter dlouhodobého růstu nebo poklesu v čase. Je výsledkem působení faktorů, které dlouhodobě působí stejným směrem např. podmínky na trhu, demografické podmínky a podobně.

Cyklická složka vyjadřuje kolísání okolo trendu, v kterém se střídají fáze růstu a poklesu. Jednotlivé cykly (periody) se vytvářejí za období delší než jeden rok a mají nepravidelný charakter (různou délku a amplitudu periody).

Sezónní složka vyjadřuje pravidelné výkyvy okolo trendu s délkou periody jeden rok, které jsou důsledkem střídání se ročních období a různých institucionálních zvyků např. svátky, dovolené.

Náhodná složka vyjadřuje náhodné a jiné nesystematické výkyvy (např. chyby měření) v časových řadách. Vhodný model je takový, jehož reziduální složka vykazuje vlastnosti bílého šumu.

Trendová a cyklická složka se obvykle nachází v řadách ročních údajů. Náhodná složka je přítomná v každé časové řadě (Rublíková, Artl, Artlová, Libičová, 2001, s. 188).

Cílem využití dekompoziční metody je analýza jednotlivých složek a očištění časové řady od vlivů trendové, sezónní a cyklické složky.

Typy dekompozice:

Aditivní $Y_t = T_t + S_t + C_t + u_t$,

Multiplikativní $Y_t = T_t * S_t * C_t * u_t$,

Smíšený $Y_t = T_t * S_t * C_t + u_t$.

Trend lze identifikovat několika způsoby:

- ✚ proložením matematickou křivkou (polynomiální funkce, exponenciální funkce, S-křivky apod.),
- ✚ adaptivní modely (vyrovnání metodou klouzavých průměrů nebo exponenciální vyrovnání),
- ✚ naivní modely.

Při práci s časovými řadami je typické, že často pracujeme ne přímo s hodnotami původní časové řady, ale s nějakou transformací původní časové řady.

Výsledkem těchto transformací je nová časová řada např. výpočet přírůstků, dynamiky a tempa.

Elementární charakteristiky:

- ✚ absolutní změny (diference),
- ✚ relativní změny (koeficient růstu, tempo růstu, koeficient přírůstku, tempo přírůstku).

3.3.1 Nestacionarita časových řad

Chování časové řady může ze statistického hlediska podléhat změnám v průměru či variabilitě (nestacionární řada) nebo být stále stejné (stacionární řada). Stacionarita je podstatným předpokladem některých typů analýz (např. Boxova-Jenkinsova metodologie).

Detekce (ne) stacionarity:

- ✚ Dickeyho-Fullerův test (DF),
- ✚ rozšířený Dickeyho-Fullerův test (ADF),

Testovací hypotézy:

H_0 = nestacionarita,

H_1 = stacionarita.

Hypotézu H_0 zamítáme, jestliže p-hodnota < 0,05.

- ✚ KPSS test.

Testovací hypotézy:

H_0 = stacionarita,

H_1 = nestacionarita.

Hypotézu H_0 zamítáme, jestliže T-statistika > kritická hodnota. Jestliže je alespoň jedna nezávislá proměnná X nestacionární, lze výsledky regrese považovat za neplatné (nepravé, falešné). Eliminace nepravé regrese je možné dosáhnout transformací veličin na stacionární před samotným odhadem regresní rovnice (např. provedením prvních diferencí).

3.3.2 Problematika kointegrace

Kointegrace = vytvoření kombinace nestacionálních časových řad takovým způsobem, aby rezidua byla stacionární a došlo k eliminaci nepravé regrese.

Jestliže ADF test vykazuje nestacionaritu časových řad, potom testujeme jednotkový kořen v reziduích regrese. Pokud zamítneme H_0 o přítomnosti jednotkového kořene v reziduích regrese, pak jsou řady kointegrované, v tomto případě by rovnice neměla být modifikována. Nejsou-li řady kointegrované, model by měl být odhadnut z prvních diferencí.

3.3.3 Klasické předpoklady

Lineární regresní model musí splňovat klasické předpoklady, které můžeme vyjádřit následovně:

- I. Regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikován a má aditivně připojen chybový člen.
- II. Chybový člen má nulovou střední hodnotu.
- III. Všechny vysvětlující proměnné jsou nekorelované s chybovým členem.
- IV. Pozorování chybového členu jsou nekorelována se sebou samými (NE sériová korelace).
- V. Chybový člen má konstantní variaci (NE heteroskedasticita).
- VI. Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné (NE perfektní multikolinearita).
- VII. Chybový člen je normálně rozdělen.

3.3.3.1 Testy specifikace

🚩 Ramseyho RESET test

Všeobecný test k detekci opomenuté proměnné nebo nekorektní funkční formy.

Testované hypotézy:

H_0 = specifikace je OK,

H_1 = H_0 neplatí (model není správně specifikován).

Hypotézu H_0 zamítáme, jestliže p-hodnota je menší než hladina významnosti α .

🚩 LM (Lagrange Multiplier) test

Test správné specifikace modelu existuje ve dvou variantách: mocninné a logaritmické a je schopen odhalit nekorektní funkční formu regresoru.

Testované hypotézy:

H_0 = model je správně specifikován,

H_1 = model není správně specifikován.

3.3.3.2 Sériová korelace

Předpokládáme, že pozorování chybového členu jsou nekorelována se sebou samými.

Autokorelace = jedná se o problém, kdy je náhodná složka závislá na předchozích náhodných složkách (Krkošková, Ráčková, Zouhar, 2010, s. 130).

Většina ekonomických časových řad vykazuje pozitivní autokorelaci, protože většina z nich vykazuje buď rostoucí, nebo klesající trend. Pokud časové řady střídavě mění znaménka, jedná se o autokorelaci negativní (Krkošková, Ráčková, Zouhar, 2010, s. 112).

Detekce sériové korelace:

- ✚ Durbin – Watsonův test (musí být splněny tyto předpoklady: regresní model obsahuje konstantní člen, sériová korelace je prvního řádu, regresní model neobsahuje zpožděnou závisle proměnnou (vysvětlovanou) jako jednu z vysvětlujících proměnných),

DW statistika má symetrické rozdělení v intervalu $\langle 0,4 \rangle$ se střední hodnotou 2.

Extrémně pozitivní sériová korelace: $d = 0$.

Extrémně negativní sériová korelace: $d \approx 4$.

Sériová korelace není přítomna: $d \approx 2$.

- ✚ Ljung – Boxův test,

Testované hypotézy:

H_0 = sériová korelace vyšších řádů není přítomna,

H_1 = sériová korelace existuje.

Graf autokorelační (ACF) a parciální autokorelační (PACF) funkce.

3.3.3.3 Heteroskedasticita

Předpokládáme homoskedasticitu chybového členu, tj. požadavek konečného a konstantního rozptylu náhodných složek (reziduí).

Detekce heteroskedasticity:

- ✚ Whiteův test,

- ✚ Parkův test,

- ✚ Breuschův - Paganův test,

- ✚ Goldfeldův - Quandtův test. Pracuje tak, že soubor rozdělí např. na dvě skupiny a ptá se, zda je rozptyl shodný v obou skupinách. Pokud ano - homoskedasticita, pokud ne, tak heteroskedasticita.

Testované hypotézy:

H_0 = homoskedasticita,

H_1 = heteroskedasticita.

Pokud potvrdíme výskyt heteroskedasticity v modelu, musíme pro jeho odhad použít jinou techniku než MNČ. Pokud nastane situace, že se v modelu vyskytují oba problémy (heteroskedasticita i autokorelace), nejdříve se odstraňuje heteroskedasticita (Krkošková, Ráčková, Zouhar, 2010, s. 183).

3.3.3.4 Podmíněná heteroskedasticita

Variabilita výnosů ekonomických časových řad se v průběhu času mění, období s vysokou variabilitou jsou střídána období s variabilitou nižší.

Detekce podmíněné heteroskedasticity:

- ✚ Test ARCH efektu

Testovací hypotézy:

H_0 = homoskedasticita (není ARCH efekt), H_1 = heteroskedasticita.

3.3.3.5 Multikolinearita

Vysvětlující proměnné nesmí být perfektně lineárně korelované, tj. žádnou z nich nelze vyjádřit jako lineární kombinaci jiné (kolinearita) nebo jiných (multikolinearita) vysvětlujících proměnných.

Detekce multikolinearity:

- ✚ matice párových korelačních koeficientů (multikolinearita je považována za neúnosnou, je-li některý z párových korelačních koeficientů vyjádřený v absolutní hodnotě větší než 0,8 popř. 0,9),
- ✚ VIF (multikolinearita je neúnosná, je-li VIF pro některý z parametrů větší než 10),
- ✚ další metody (dílčí koeficienty vícenásobné determinace, míra tolerance atd.).

Multikolinearita se může vyskytovat, pokud jsou v modelu alespoň dvě vysvětlující proměnné, mezi kterými existuje vzájemná vazba.

V modelech s jednou vysvětlující proměnnou tedy nemá smysl zjišťovat výskyt multikolinearity (Krkošková, Ráčková, Zouhar, 2010, s. 100).

3.3.3.6 Normalita

Normalita je častým předpokladem použitelnosti celé řady statistických testů. Chybový člen má mít normální rozdělení.

Detekce normálního rozdělení:

- ✚ Histogram – srovnání historických reziduálních hodnot s Gaussovou křivkou,
- ✚ Kolmogorovův - Smirnovův test,
- ✚ Shapirův-Wilkův test,
- ✚ test dobré shody – chí-kvadrát test atd.

3.3.4 QRL test strukturálního zlomu

QRL test je testem strukturálního zlomu v neznámém časovém bodě. Obvykle se z důvodu citlivosti vynechává prvních a posledních 15 % souboru. To znamená, že pracujeme s prostředními 70 % souboru.

Testované hypotézy:

H_0 = neexistence strukturálního zlomu,

H_1 = výskyt strukturálního zlomu.

3.3.5 Informační kritéria

- ✚ Akaikeho informační kritérium (AIC),
- ✚ Schwarzovo informační kritérium (BIC, SIC),
- ✚ Hannan-Quinnovo kritérium (HQ).

Nejvhodnější je ten model, kde jsou výše uvedená kritéria nejnížší.

4 Vlastní práce

4.1 Ekonometrická analýza

V této části budou sledovány vlivy působící na objem naspořené částky u stavebního spoření v České republice v letech 1997 až 2014. Data pro tvorbu ekonometrické analýzy byla získána z Veřejné databáze Českého statistického úřadu a Ministerstva financí. Hodnoty úrokových sazeb za dané období byly získány z Všeobecných obchodních podmínek Českomoravské stavební spořitelny.

Pro zjišťování vlivů na vysvětlovanou proměnnou bude využita vícerozměrná regresní analýza. Nejprve bude provedena specifikace modelu, tedy určení proměnných, očekávaných znamének parametrů a vhodné funkční formy. Dalším krokem je kvantifikace modelu, tzn. odhad parametrů modelu metodou OLS. Dalším důležitým krokem je verifikace, tedy ověření modelu, a to ekonomická (ověření znamének), statistická (ověření statistické významnosti – t-test, F-test) a ekonometrická (ověření předpokladů klasického regresního modelu). V případě, že dojde k porušení předpokladů, bude navržen způsob nápravy.

Výsledkem by měly být modely identifikující důležité faktory působící na objem naspořené částky u stavebního spoření. Na závěr budou jednotlivé modely porovnány a vybrán nejvhodnější z nich.

Veškeré výpočty budou prováděny pomocí software Gretl, případně Microsoft Excel.

4.2 Specifikace modelu

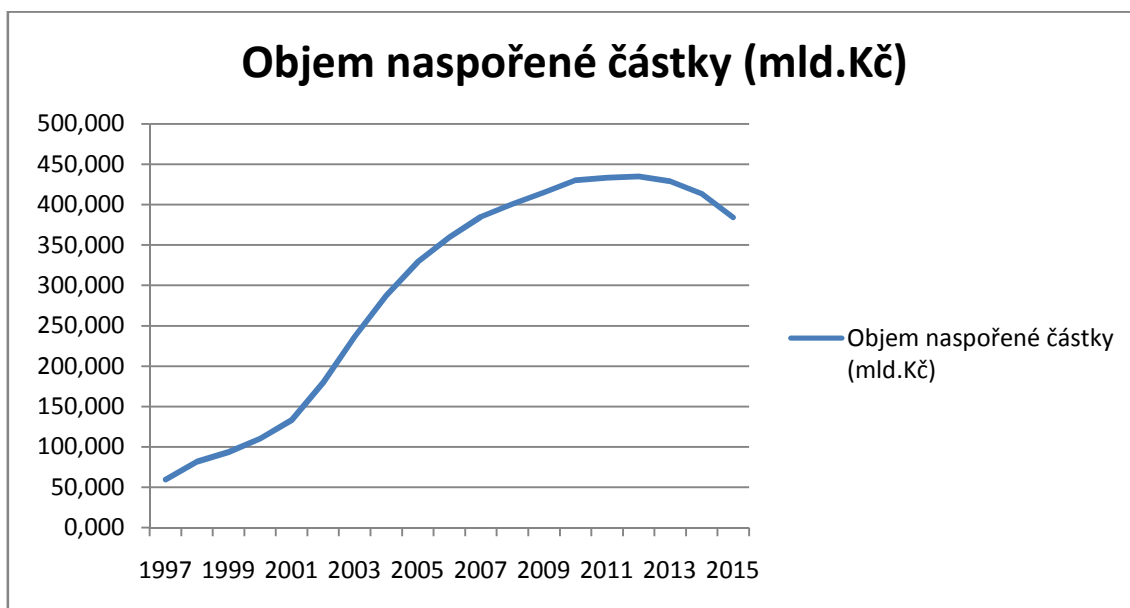
Pro tvorbu vícerozměrného regresního modelu je nutné nejdříve určit vysvětlovanou proměnnou, následně vybrat vhodné vysvětlující proměnné, stanovit předpokládaná znaménka parametrů a vybrat správnou funkční formu modelu.

Vysvětlovaná proměnná

Pro další práci a tvorbu ekonometrického modelu bude za vysvětlovanou proměnnou brán objem naspořené částky u stavebního spoření v České republice.

Pro modelování bude použita časová řada v délce 18 let. Na obrázku č. 1 je zobrazen vývoj objemu naspořené částky u stavebního spoření v České republice.

Cílem bude najít vhodné modely, které ovlivňují vysvětlovanou proměnnou.



Obr. 1 Graf vývoje naspořené částky u stavebního spoření v ČR (zdroj: vlastní zpracování)

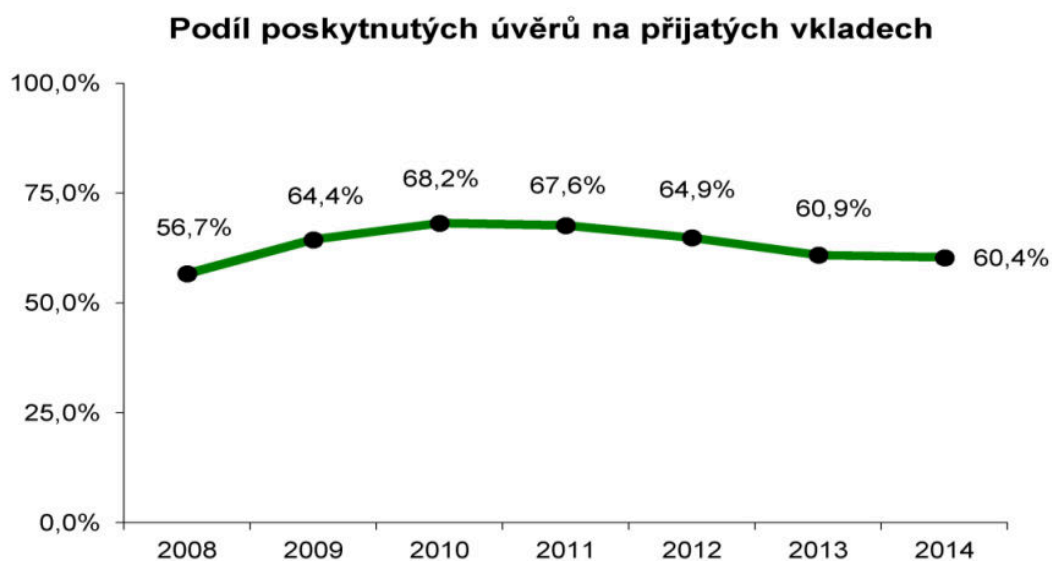
Dílčí závěr:

Z grafu je zřejmé, že k výraznému boomu stavebního spoření dochází v roce 2001, následně objem naspořené částky rostl až do roku 2012, pak dochází k poklesu, což přisuzuji faktu, že došlo k omezení státní podpory. Rovněž na to mohla mít vliv finanční krize z let 2008 a 2009 a lidé reagovali na tuto situaci se zpožděním.

V roce 2015 dosáhl objem naspořené částky hodnoty 384,225 a v prvních dvou kvartálech roku 2016 hodnoty 361,422. Je tedy zřejmé, že objem naspořené částky v posledních letech vykazuje klesající trend a lze předpokládat, že v dalších letech bude výše objemu naspořené částky spíše stagnovat. Jak dopadne letošní rok nelze přesně odhadnout.

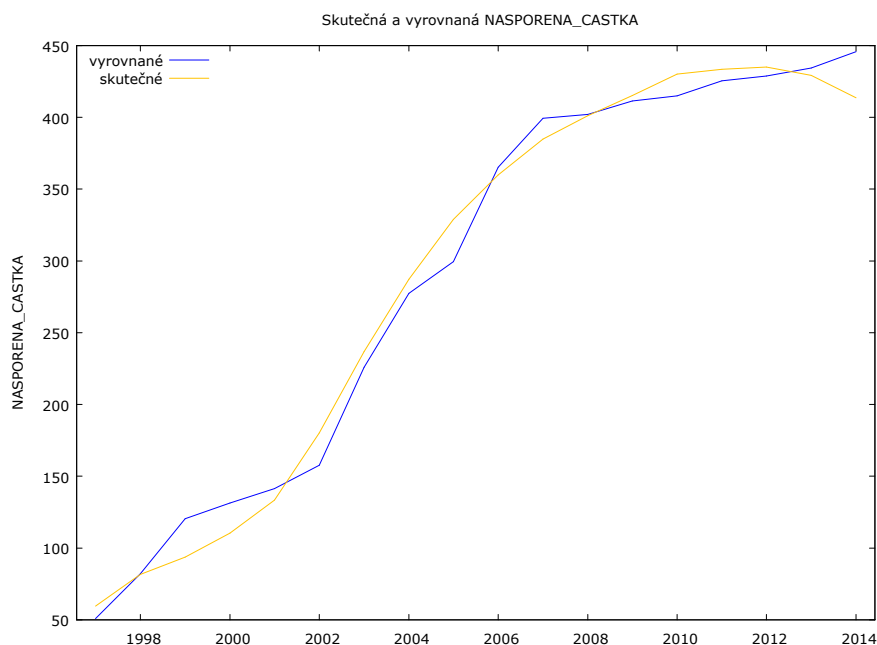
Domnívám se, že zde existuje úzká vazba mezi úrokovými sazbami hypoték a úrokovými sazbami stavebního spoření a předpokládám, že nízké aktuální úrokové sazby hypoték mají vliv na to, že se tolik nezakládá stavební spoření.

Následující obrázek č. 2 nám přehledně ukazuje kolik procent z vkladů je poskytnuto ve formě úvěrů.



Obr. 2 Graf podílu poskytnutých úvěrů na přijatých vkladech v letech 2008 – 2014 (zdroj: <http://www.acss.cz>)

Obrázek č. 3 nás seznamuje s vývojem skutečné a vyrovnané nasporené částky v závislosti na čase.



Obr. 3 Graf vývoje skutečné a vyrovnané nasporené částky v závislosti na čase

Na úvod začneme stručnou charakteristikou vysvětlované proměnné Y - objem naspořené částky v mld. Kč [NASPORENA_CASTKA].

Popisné statistiky, za použití pozorování 1 - 18

Pro proměnnou 'NASPORENA_CASTKA' (18 platných pozorování)

Střední hodnota	289,66
Medián	344,42
Minimum	59,552
Maximum	434,99
Směrodatná odchylka	142,66
Variační koeficient	0,49252
Šikmost	-0,45220
Standardní špičatost	-1,4485
Chybějící pozorování	0

🚩 Vysvětlující proměnné

Vysvětlující proměnné jsou vlivy, které působí na vysvětlovanou veličinu, tedy objem naspořené částky.

K hlavním faktorům, které tuto veličinu ovlivňují se domnívám, že patří: *míra inflace, HDP na obyvatele, míra nezaměstnanosti, průměrná měsíční mzda, průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv, celkový přírůstek obyvatel, úroková sazba vkladových účtů a počet nově uzavřených smluv.*

Výchozí vysvětlující proměnné, které byly do modelů zahrnuty, jsou uvedeny níže v seznamu:

- X₁ - průměrná roční míra inflace v % [INFLACE],
- X₂ - HDP na 1 obyvatele ČR v Kč [HDP_OBYV],
- X₃ - obecná míra nezaměstnanosti v % [NEZAM],
- X₄ - průměrná měsíční mzda v Kč na fyzické osoby [PRUM_MZDA],
- X₅ - průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv o st. spoření FO – občany (objem v tis. Kč) [PRUM_CC],
- X₆ - celkový přírůstek obyvatel v ČR (os.) [PRIRUSTEK_OBYV],
- X₇ - úroková sazba vkladových účtů u ČMSS v % [UROKOVA_SAZBA],
- X₈ - počet nově uzavřených smluv o stavebním spoření (ks) [NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY].

V následující tabulce je uveden přehled očekávaných vlivů nezávislých proměnných X na závislou proměnnou Y, tedy na objem naspořené částky v mld. Kč.

Závislá proměnná Y – objem naspořené částky v mld. Kč [NASPORENA_CASTKA]	Vliv na závisle proměnnou Y -/+
Počáteční nezávislé proměnné X:	
X ₁ - průměrná roční míra inflace v % [INFLACE]	-
X ₂ - HDP na 1 obyvatele ČR v Kč [HDP_OBYV]	+
X ₃ - obecná míra nezaměstnanosti v % [NEZAM]	-
X ₄ - průměrná měsíční mzda v Kč na fyzické osoby [PRUM_MZDA]	+
X ₅ - průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv o st. spoření FO - občany v tis. Kč [PRUM_CC]	+
X ₆ - celkový přírůstek obyvatel v ČR (os.) [PRIRUSTEK_OBYV]	+
X ₇ - úroková sazba vkladových účtů u ČMSS v % [UROKOVA_SAZBA]	+/-
X ₈ - počet nově uzavřených smluv o stavebním spoření (ks) [NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY]	+/-

Tab. 6 Předpokládané vlivy proměnných X na proměnnou Y

✚ Očekávaná znaménka regresních parametrů

Proměnná inflace byla do modelu navržena, protože způsobuje znehodnocování finančních prostředků, a proto tendence ke spoření budou s rostoucí mírou inflace klesat.

Jako další proměnné, které byly zahrnuty do analýzy, je růst HDP na obyvatele a růst průměrné měsíční mzdy. Tyto faktory způsobují, že se lidé stávají bohatšími a proto si mohou dovolit více spořit.

Zvyšování nezaměstnanosti může způsobovat pokles zájmu o zakládání nových smluv anebo snižování částky, kterou lidé budou na své vkladové účty ukládat. Snižování nezaměstnanosti by proto mělo vést k nárůstu naspořené částky.

Vyšší průměrná cílová částka u nově naspořených smluv by měla vést k vyšší celkové naspořené částce u stavebního spoření, protože by asi nemělo smysl zakládat smlouvy na vyšší cílové částky a pak je skutečně nespořit, když je nutné při založení smlouvy uhradit 1 % poplatek z cílové částky.

Přírůstek obyvatel může mít pozitivní vliv na zakládání nových smluv a tudíž zvýšení objemu naspořené částky.

Vyšší úroková sazba z vkladů by měla vést ke zvýšení objemu naspořené částky, protože se uložené vklady zhodnocují více. Vezmeme-li však v potaz, že stavební spoření se zakládá především z důvodu čerpání úvěru anebo překlenovacího úvěru na rekonstrukční nebo stavební aktivity a fakt, že úroková sazba z úvěrů může být vyšší maximálně o 3 %, než jsou úrokové sazby z vkladů, budou lidé při nižších vkladových úrokových sazbách zakládat spoření z důvodu následného čerpání úvěru anebo překlenovacího úvěru. Z tohoto důvodu může být znaménko jak kladné, tak i záporné.

Zvýšení počtu nově uzavřených smluv může mít jak pozitivní tak negativní vliv na objem naspořené částky.

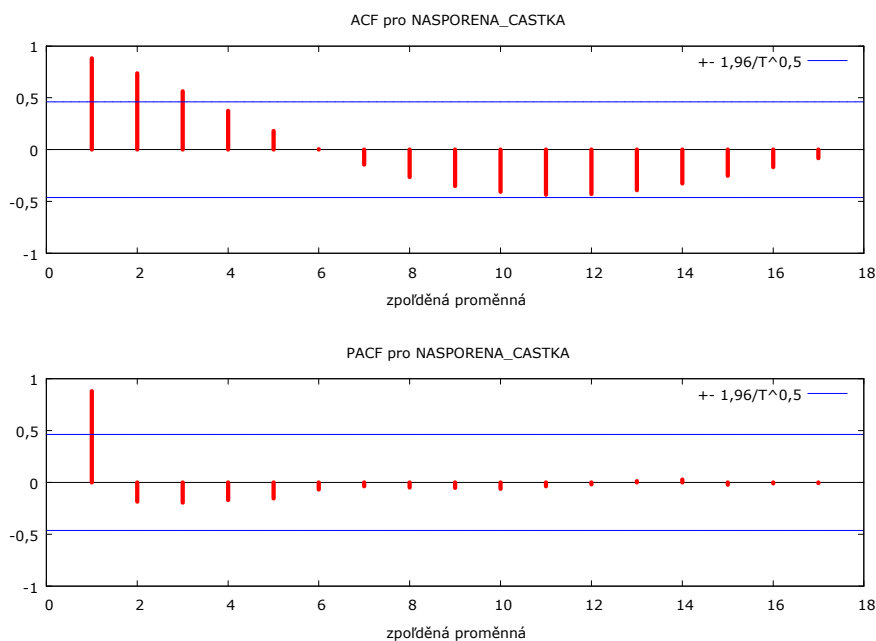
4.2.1 Testování (ne)stacionarity

Pro kvalitní odhad regresního modelu musí časové řady splňovat podmínku stacionarity, jinak by časové řady byly zkreslené a nastal by tu problém.

Pro testování stacionarity jednotlivých časových řad jsem nejprve použila grafů ACF a PACF.

V této kapitole jsou dále provedeny ADF a KPSS testy pro všechny proměnné, včetně vysvětlované. V případě, že výsledky testů byly odlišné, tak jsem se na základě grafického hlediska přiklonila ke stacionaritě časové řady. Podrobné výsledky všech využitých testů jsou v příloze B.

➤ Závislá proměnná Y_NASPOŘENÁ ČÁSTKA



Obr. 4 Korelogram časové řady „Objem naspořené částky v mld. Kč“

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NASPORENA_CASTKA

Dílčí závěr:

Na základě rozšířeného Dickey-Fullerova testu H_0 nezamítáme, časová řada je tedy nestacionární. Dle použití informačních kritérií se nejlepší jeví model s konstantou a trendem.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 ($T = 18$)

Závisle proměnná: NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	47,6819	21,8745	2,180	0,0446 **
Time	25,4712	2,02086	12,60	1,01e-09 ***

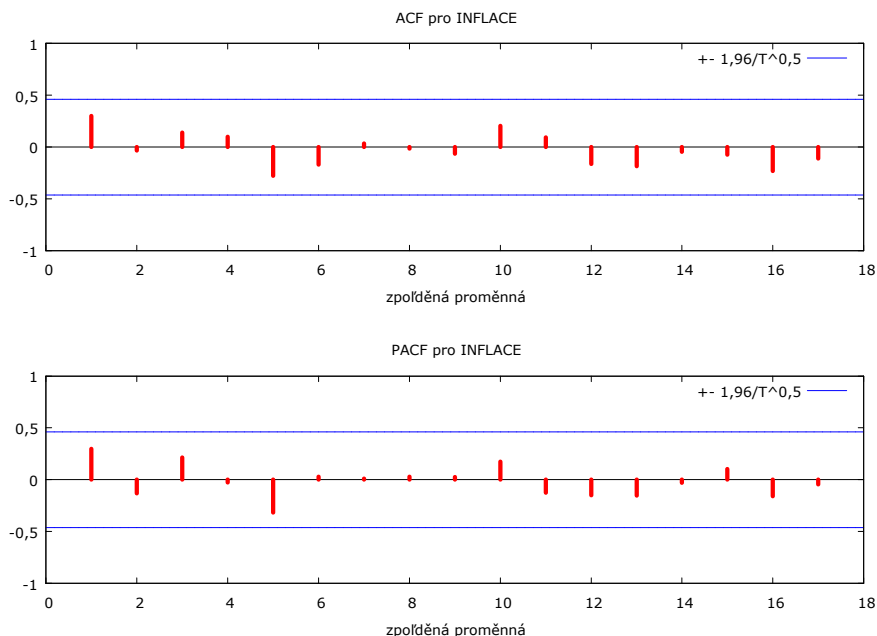
Dílčí závěr:

Testovací statistika je vyšší než kritická hodnota a proto hypotézu H_0 zamítáme. Časová řada je tedy nestacionární, a proto provedeme stacionarizaci diferencováním.

I po druhém diferencování je časová řada stále nestacionární podle ADF testů. Podle KPSS testu již vykazuje stacionaritu, a proto tuto časovou řadu budeme

považovat za stacionární. Dle ADF testu a informačních kritérií se jeví nejvhodnější model s konstantou a trendem.

✚ Nezávislá proměnná $X_1_INFLACE$



Obr. 5 Korelogram časové řady „INFLACE“

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro INFLACE

Dílčí závěr:

Dickey-Fullerův test bez konstanty a s konstantou ukázaly, že řada je nestacionární. Dle informačních kritérií je nejlepší variantou test s konstantou. Test s konstantou a trendem, ale naznačuje stacionaritu časové řady.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 ($T = 18$)

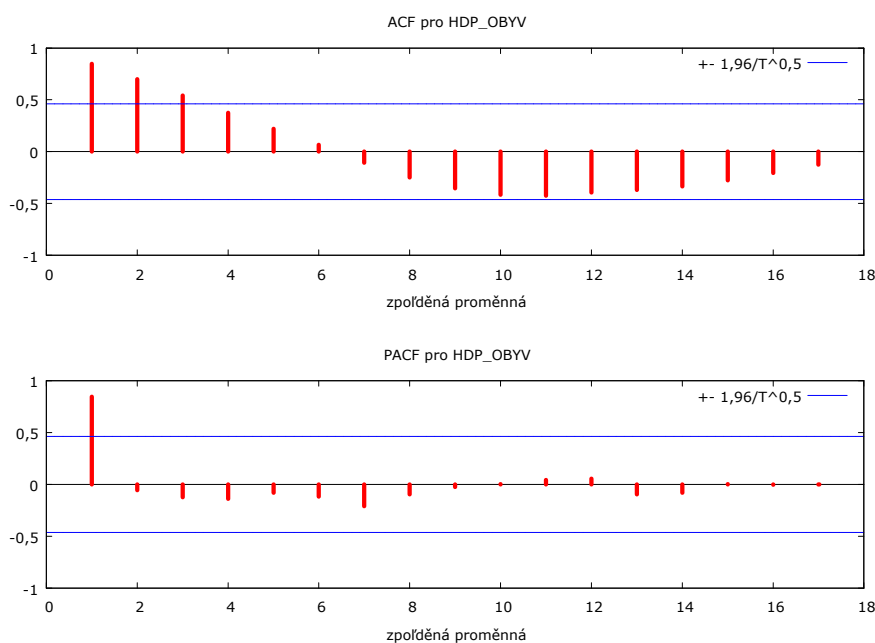
Závisle proměnná: INFLACE

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	6,00784	1,16732	5,147	9,75e-05 ***
Time	-0,295562	0,107842	-2,741	0,0145 **

Dílčí závěr:

Hypotézu H_0 nezamítáme, jelikož testovací statistika je nižší než kritická hodnota při 5 % hladině významnosti α , a proto je časová řada dle tohoto testu stacionární.

Nezávislá proměnná X_2 _HDP na 1 obyvatele ČR



Obr. 6 Korelogram časové řady „HDP na 1 obyvatele v ČR“

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro HDP_OBYV

Dílčí závěr:

Pro rozšířený Dickey-Fullerův test pro HDP_OBYV s použitím 3 zpožděných proměnných vyšlo, že H_0 nezamítáme, a proto lze říci, že časová řada je nestacionární. Minimální informační kritéria jsou u varianty bez konstanty.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 ($T = 18$)

Závisle proměnná: HDP_OBYV

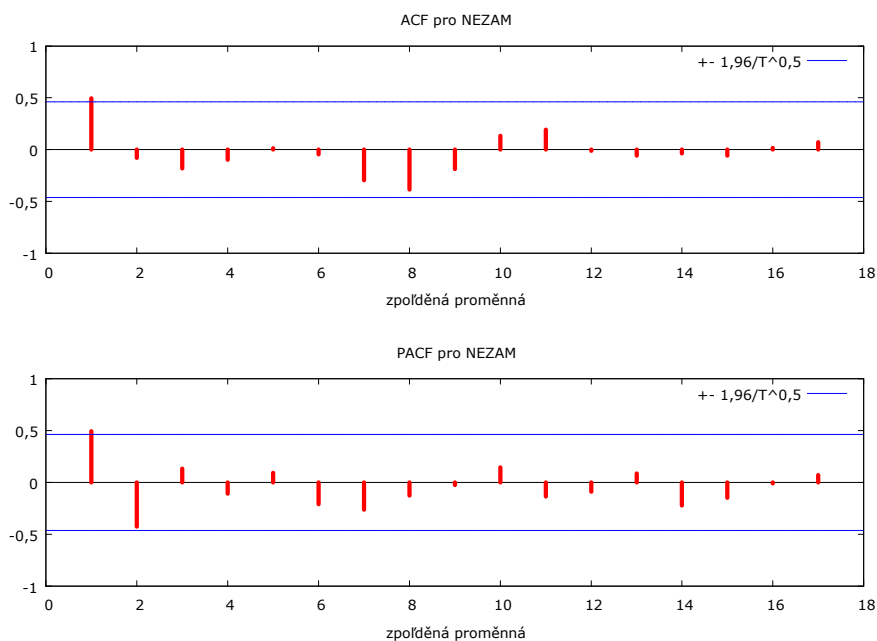
	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	187945	9076,24	20,71	5,60e-013 ***
Time	13313,7	838,502	15,88	3,25e-011 ***

Dílčí závěr:

Hypotézu H_0 zamítáme a proto je časová řada nestacionární. Přistupuji proto ke stacionarizaci diferencováním.

ADF test vykazuje nestacionaritu časové řady, ovšem KPSS test již ukazuje na stacionaritu, a proto tuto časovou řadu budeme považovat za stacionární. U ADF testů se nejlepší variantou jeví model s konstantou.

Nezávislá proměnná X₃_ OBECNÁ MÍRA NEZAMĚSTNANOSTI v %



Obr. 7 Korelogram časové řady „NEZAM“

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NEZAM

Dílčí závěr:

Časová řada je nestacionární a nejlepší variantou dle AIC a HQC je varianta s konstantou a trendem. Dle BIC je nejlepší test bez konstanty.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

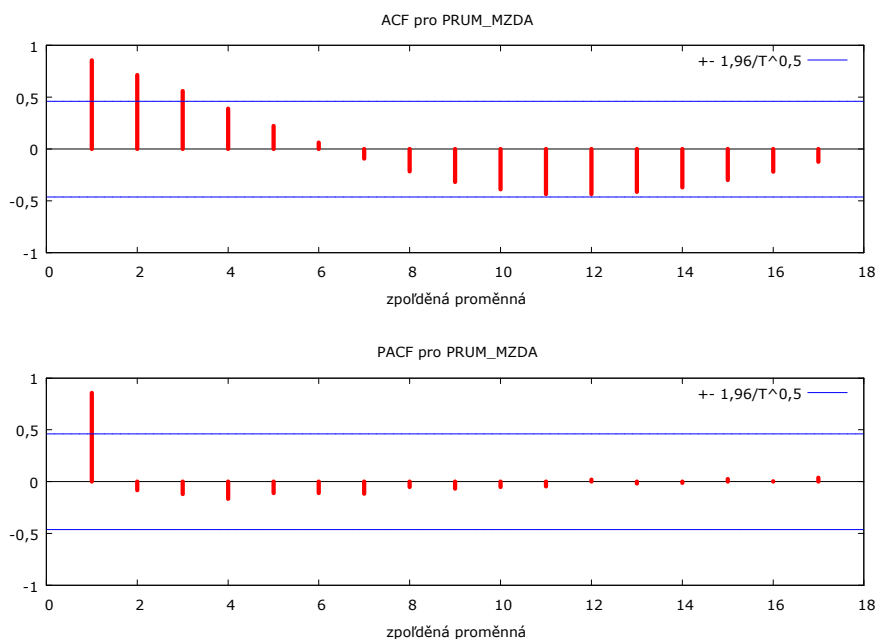
Závisle proměnná: NEZAM

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	7,51634	0,613525	12,25	1,52e-09 ***
Time	-0,0555212	0,0566800	-0,9796	0,3419

Dílčí závěr:

Časová řada vykazuje stacionaritu, protože hypotézu H_0 nezamítáme.

Nezávislá proměnná X_4 PRŮMĚRNÁ MĚSÍČNÍ MZDA v Kč (na fyzické osoby)



Obr. 8 Korelogram časové řady „PRUM_MZDA“

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRUM_MZDA

Dílčí závěr:

Časová řada je nestacionární, nejlepší variantou dle informačních kritérií je model bez konstanty.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 ($T = 18$)

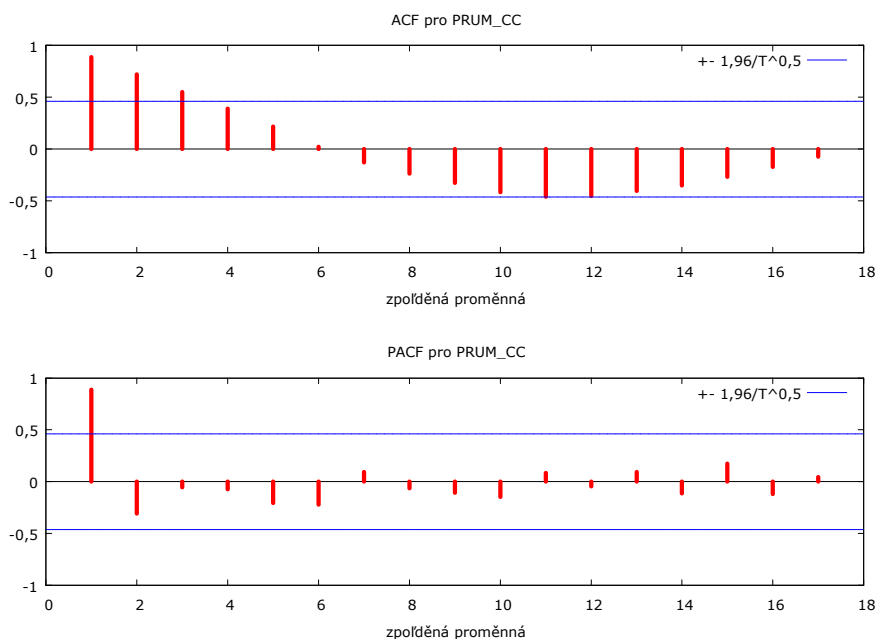
Závisle proměnná: PRUM_MZDA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	9896,69	319,929	30,93	1,06e-015 ***
Time	896,266	29,5564	30,32	1,45e-015 ***

Dílčí závěr:

Časová řada je dle KPSS testu stacionární, a proto tuto časovou řadu budeme nadále považovat za stacionární.

✚ Nezávislá proměnná X₅_ PRŮMĚRNÁ CÍLOVÁ ČÁSTKA U NOVĚ UZAVŘENÝCH SMLUV (objem v tis. Kč)



Obr. 9 Korelogram časové řady „PRUM_CC“

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRUM_CC

Dílčí závěr:

Časová řada je nestacionární a nejlepší variantou dle informačních kritérií se jeví varianta s konstantou a trendem.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

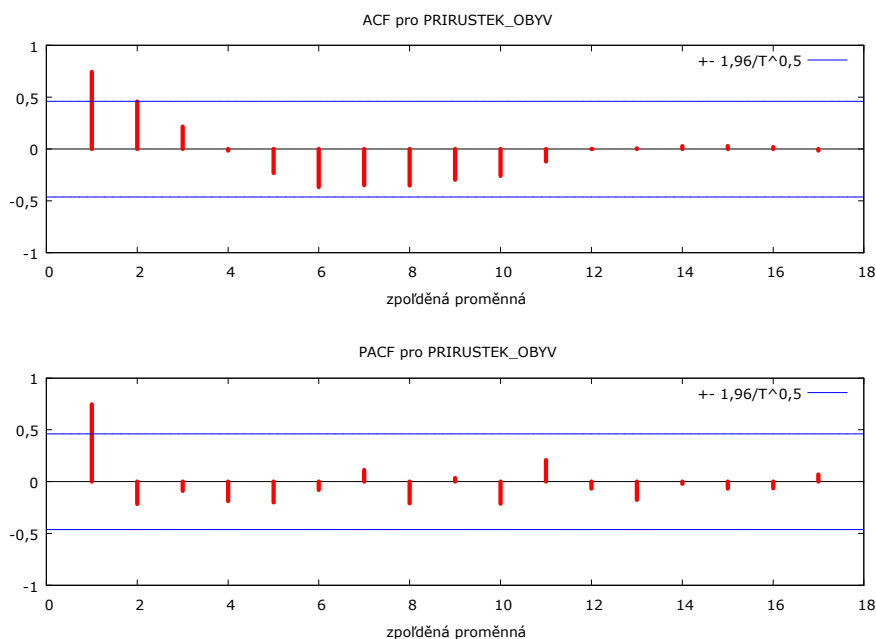
Závisle proměnná: PRUM_CC

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	93,8000	11,4044	8,225	3,86e-07 ***
Time	15,6158	1,05359	14,82	9,14e-011 ***

Dílčí závěr:

Časová řada dle KPSS testu vykazuje stacionaritu, a proto tuto časovou řadu budeme nadále považovat za stacionární.

Nezávislá proměnná X₆_CELKOVÝ PŘÍRŮSTEK OBYVATEL V ČR (os.)



Obr. 10 Korelogram časové řady „PRIRUSTEK_OBYV“

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRIRUSTEK_OBYV

Dílčí závěr:

Časová řada je nestacionární a nejlepší variantou se jeví test bez konstanty.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: PRIRUSTEK_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-9564,12	14538,9	-0,6578	0,5200
Time	2817,84	1343,16	2,098	0,0521 *

Dílčí závěr:

Časová řada dle KPSS testu vykazuje taktéž nestacionaritu. Přistupuji proto opět ke stacionarizaci diferencováním.

Test s konstantou a s konstantou a trendem vykazují nestacionaritu, ovšem test bez konstanty vykazuje stacionaritu, a proto tuto časovou řadu budeme považovat za stacionární. Dle informačních kritérií je nejvhodnějším modelem model bez konstanty.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 (T = 17)

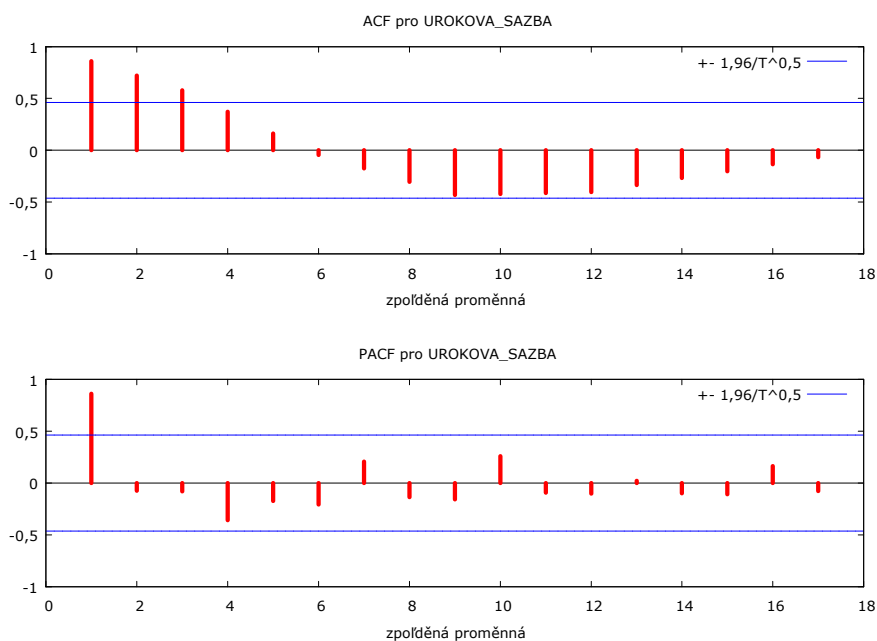
Závisle proměnná: d_PRIRUSTEK_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	6205,47	12871,6	0,4821	0,6367
Time	-409,559	1155,90	-0,3543	0,7280

Dílčí závěr:

Test KPSS potvrzuje stacionaritu této časové řady.

✚ **Nezávislá proměnná X₇ ÚROKOVÁ SAZBA Z VKLADOVÝCH ÚČTŮ U ČMSS v %**



Obr. 11 Korelogram časové řady „UROKOVA_SAZBA“

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro UROKOVA_SAZBA

Dílčí závěr:

Časová řada je nestacionární, nejlepší varianta dle informačních kritérií je bez konstanty.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: UROKOVA_SAZBA

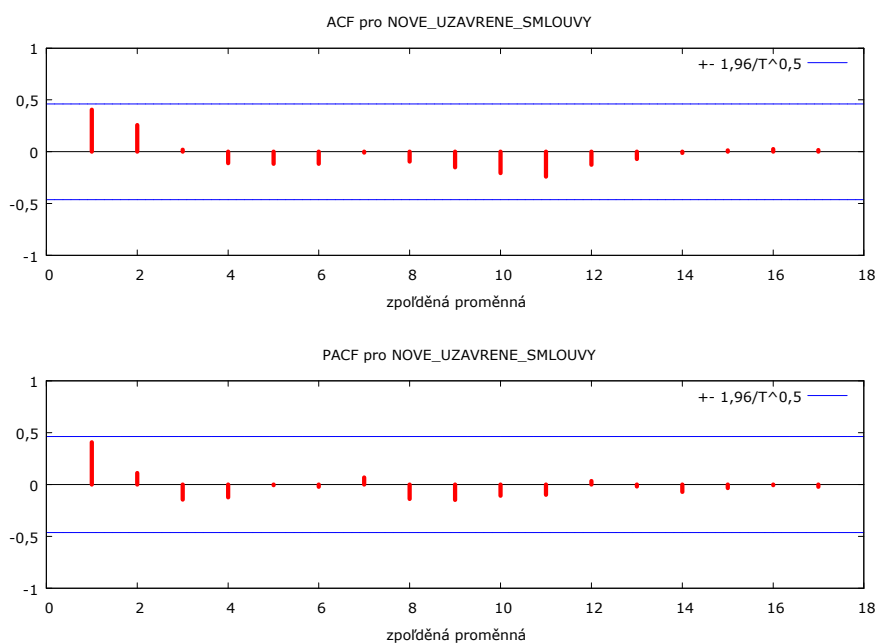
	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	3,33333	0,191292	17,43	7,92e-012 ***
Time	-0,157895	0,0176724	-8,935	1,29e-07 ***

Dílčí závěr:

Časová řada dle KPSS testu vykazuje rovněž nestacionaritu, a proto tuto časovou řadu stacionarizují diferencováním.

Po diferencování již časová řada dle KPSS testu poukazuje na stacionaritu. Nadále proto tuto časovou řadu budeme považovat za stacionární, přestože ADF test ukázal na odlišný výsledek.

Nezávislá proměnná X₈_POČET NOVĚ UZAVŘENÝCH SMLUV (ks)



Obr. 12 Korelogram časové řady „NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY“

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY

Dílčí závěr:

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY nám poukázal na problém nestacionarity.

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)
Závisle proměnná: NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	1,09899e+06	208393	5,274	7,57e-05 ***
Time	-37409,7	19252,2	-1,943	0,0698 *

Dílčí závěr:

Časová řada vykazuje dle KPSS testu stacionaritu. Přestože každý test vyšel jinak, na základě grafického hlediska budeme tuto časovou řadu považovat za stacionární.

V níže uvedené tabulce jsem následně přehledně shrnula výsledky testů stacionarity.

	Proměnná Y	Proměnná X ₁	Proměnná X ₂	Proměnná X ₃	Proměnná X ₄	Proměnná X ₅	Proměnná X ₆	Proměnná X ₇	Proměnná X ₈
						Průměrná cílová částka u nově uzavřených měsíční smluv o st.	Úroková sazba vkladových účtů u ČMSS v %		Počet nově uzavřených smluv o st. sp. (ks)
	Objem naspořené částky (mld Kč)	Míra inflace (%)	HDP na 1 obyv. ČR (v Kč)	Obecná míra nezaměstnanosti (%)	mzda v Kč (na fyzické osoby)	spoření FO - občany (objem v tis. Kč)	Celkový přírůstek obyvatel v ČR (os.)		
Stacionarita	NE	ANO	NE	ANO	ANO	ANO	NE	NE	ANO
První diference	NE		ANO				ANO	ANO	
Druhá diference	ANO								

Tab. 7 Přehled (ne) stacionarity časových řad (zdroj: vlastní zpracování)

4.2.2 Engle-Grangerův test kointegrace

🚧 Krok 1: test jednotkového kořenu v NASPORENA_CASTKA

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NASPORENA_CASTKA s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) NASPORENA_CASTKA (max was 1, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,177

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,0964551

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,27431$

asymptotická p-hodnota 0,8938

🚧 Krok 2: test jednotkového kořenu v INFLACE

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro INFLACE

s použitím jedné zpožděné proměnné $(1 - L)$ INFLACE

(max was 1, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,066

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -1,18165

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -4,92062$

asymptotická p-hodnota 0,0001

🚧 Krok 3: test jednotkového kořenu v HDP_OBYV

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro HDP_OBYV

s použitím jedné zpožděné proměnné $(1 - L)$ HDP_OBYV

(max was 1, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,034

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,255584

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,66053$

asymptotická p-hodnota 0,7687

🚧 Krok 4: test jednotkového kořenu v NEZAM

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NEZAM

s použitím jedné zpožděné proměnné $(1 - L)$ NEZAM

(max was 1, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,115

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,811675

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -4,22456$

asymptotická p-hodnota 0,004044

🚧 Krok 5: test jednotkového kořenu v PRUM_MZDA

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRUM_MZDA
s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) PRUM_MZDA
(max was 1, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem

model: $(1 - L) y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,094

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,306648

testovací statistika: tau_ct (1) = -1,21192

asymptotická p-hodnota 0,9073

🚩 Krok 6: test jednotkového kořenu v PRUM_CC

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRUM_CC

s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) PRUM_CC
(max was 1, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem

model: $(1 - L) y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,081

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,846608

testovací statistika: tau_ct (1) = -2,831

asymptotická p-hodnota 0,1859

🚩 Krok 7: test jednotkového kořenu v PRIRUSTEK_OBYV

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRIRUSTEK_OBYV

s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) PRIRUSTEK_OBYV
(max was 1, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem

model: $(1 - L) y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,049

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,42034

testovací statistika: tau_ct (1) = -1,87264

asymptotická p-hodnota 0,6687

🚩 Krok 8: test jednotkového kořenu v UROKOVA_SAZBA

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro UROKOVA_SAZBA

s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) UROKOVA_SAZBA
(max was 1, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

s konstantou a trendem

model: $(1 - L) y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,012
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,352865
 testovací statistika: tau_ct (1) = -1,2233
 asymptotická p-hodnota 0,9049

🚧 Krok 9: test jednotkového kořenu v NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY
 s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY
 (max was 1, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,066

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,870564

testovací statistika: tau_ct (1) = -2,65854

asymptotická p-hodnota 0,2542

🚧 Krok 10: kointegrační regrese

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-363,082	229,329	-1,583	0,1520
INFLACE	-4,61811	3,94812	-1,170	0,2758
HDP_OBYV	0,00246905	0,00115388	2,140	0,0648 *
NEZAM	2,06640	8,50417	0,2430	0,8141
PRUM_MZD	0,00267417	0,0147083	0,1818	0,8603
PRUM_CC	0,442621	0,409460	1,081	0,3112
PRIRUSTEK_OBYV	-0,000678678	0,000669314	-1,014	0,3403
UROKOVA_SAZBA	-31,2317	25,6971	-1,215	0,2589
NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY	-1,04070e-05	1,49467e-05	-0,6963	0,5060
Time	-21,3679	12,9618	-1,649	0,1379

Střední hodnota závisle proměnné 289,6587

Směrodatná odchylka závisle proměnné 142,6625
Součet čtverců reziduí 3389,993
Směrodatná chyba regrese 20,58517
Koeficient determinace 0,990202
Adjustovaný koeficient determinace 0,979180
Logaritmus věrohodnosti -72,68480
Akaikovo kritérium 165,3696
Schwarzovo kritérium 174,2733
Hannan-Quinnovo kritérium 166,5973
rho (koeficient autokorelace) 0,094566
Durbin-Watsonova statistika 1,777240
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

🚩 Krok 11: test jednotkového kořenu v uhat

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro uhat
s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) uhat
(max was 1, criterion modified AIC)
počet pozorování 16
nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$
model: $(1 - L)y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,074
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,887155
testovací statistika: tau_ct (9) = -2,4281
p-hodnota neznámá

Dílčí závěr:

Kointegrační vztah existuje, pokud:

- a) hypotéza jednotkového kořene není zamítnuta pro jednotlivé proměnné,
- b) hypotéza jednotkového kořene je zamítnuta pro rezidua kointegrační regrese.

Jelikož hypotéza jednotkového kořene je zamítnuta pro některé z vysvětlujících proměnných (konkrétně pro proměnou inflace a nezaměstnanost), není splněna ani první podmínka. Vzhledem k tomu, že kointegrační vztah neexistuje a hrozí falešná regrese, tak přistupuji k transformaci nestacionárních časových řad diferencováním.

Následně byly sestaveny XY bodové grafy, a to jak dat původních tak diferencovaných, které jsou součástí přílohy D.

4.3 Kvantifikace modelu na datech

Úvod pro model

Nyní přistoupíme k odhadu modelu pomocí metody nejmenších čtverců.

4.3.1 Odhad modelu s použitím diferencí u nestacionárních časových řad

Model 01: OLS, za použití pozorování 1999 - 2014 (T = 16)

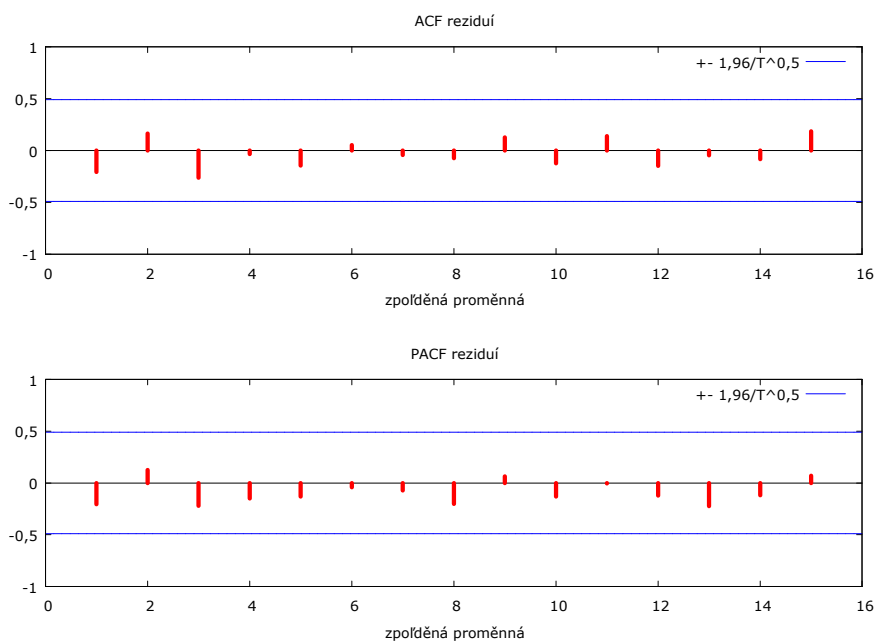
Závisle proměnná: d_d_NASPORENA_CASTKA

		Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta		-68,5256	110,992	-0,6174	0,55966
Time		-0,322687	4,32936	-0,0745	0,94301
INFLACE		1,63077	2,39164	0,6819	0,52076
d_HDP_OBYV		-0,000459168	0,000538069	-0,8534	0,42621
NEZAM		3,12964	4,85408	0,6447	0,54294
PRUM_MZDA		0,00464946	0,00657156	0,7075	0,50579
PRUM_CC		-0,204597	0,134764	-1,5182	0,17976
d_PRIRUSTEK_OBYV		0,000210326	0,000206219	1,0199	0,34712
d_UROKOVA_SAZBA		3,96106	9,0704	0,4367	0,67761
NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY		1,47148e-05	8,84441e-06	1,6637	0,14722
Střední hodnota závisle proměnné	-2,357062	Směrodatná odchylka závisle proměnné		9,609595	
Součet čtverců reziduí	376,6437	Směrodatná chyba re- grese		7,923001	
Koeficient determinace	0,728087	Adjustovaný koeficient determinace		0,320219	
F (9, 6)	1,785102	P-hodnota (F)		0,247411	
Logaritmus věrohodnosti	-47,97270	Akaikovo kritérium		115,9454	
Schwarzovo kritérium	123,6713	Hannan-Quinnovo kri- térium		116,3410	
rho (koeficient autokore- lace)	-0,237040	Durbin-Watsonova sta- tistika		2,015965	

Dílčí závěr:

Dle koeficientu determinace model odhadnul 72,8 % variability, ale všechny odhadnuté parametry jsou pro 5 % riziko nevýznamné.

Také F-test ukázal na nevýznamnost modelu jako celku. Z tohoto důvodu bude nezbytné provést úpravu modelu.



Obr. 13 Korelogram reziduí

Dílčí závěr:

Po sestavení základního modelu s diferencováním nestacionárních časových řad je z korelogramu reziduí zřejmé, že časové řady jsou stacionarizovány. Dále zjišťuji, že žádná z vysvětlujících proměnných není statisticky významná, i konstanta a čas se jeví jako statisticky nevýznamné proměnné. P-hodnoty X_1 až X_8 jsou nad hodnotou 0,05. Adjustovaný koeficient determinace je velmi nízký. Je tedy vhodné pokusit se namodelovat model lepší. Pomocí nabídky v Gretlu „*Testy-vynechat proměnné*“ jsem nechala odstranit nevýznamné proměnné s použitím „*Sekvenční eliminace proměnných za použití oboustranné p-hodnoty*“ se zvolenou hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Tím vznikl model číslo 02.

🚩 Sestupný výběr (backward selection)

Model o2: OLS, za použití pozorování 1999 - 2014 (T = 16)

Závisle proměnná: d_d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota	
Konstanta	-13,2129	3,33959	-3,9564	0,00143	***
NOVE_UZAVRENE_ SMLOUVY	1,42181e- 05	3,73147e-06	3,8103	0,00191	***
Střední hodnota závisle proměnné	-2,357062		Směrodatná odchylka závisle proměnné	9,609595	
Součet čtverců reziduí	679,9907		Směrodatná chyba regrese	6,969273	
Koeficient determinace	0,509090		Adjustovaný koeficient determinace	0,474025	
F (1, 14)	14,51849		P-hodnota (F)	0,001911	
Logaritmus věrohodnosti	-52,69894		Akaikovo kritérium	109,3979	
Schwarzovo kritérium	110,9431		Hannan-Quinnovo kri- tétium	109,4770	
rho (koeficient autokorela- ce)	-0,310142		Durbin-Watsonova statis- tika	2,448542	

Dílčí závěr:

V modelu zůstala statisticky významná jen konstanta a proměnná X₈_NOVĚ_UZAVRENE_SMLOUVY.

Ostatní proměnné byly z důvodu nevýznamnosti vynechány. Dle koeficientu determinace model odhadnul 51 % variability. F-test ukazuje na významnost modelu jako celku.

4.3.1.1 Specifikace tvaru modelu

🚩 *Lineární funkční forma (obecný tvar s konstantou a trendem) – výchozí model s diferencováním jen nestacionárních časových řad*

$$\Delta\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 * t + \beta_2 * X_{1t} + \beta_3 * \Delta X_{2t} + \beta_4 * X_{3t} + \beta_5 * X_{4t} + \beta_6 * X_{5t} + \beta_7 * \Delta X_{6t} + \beta_8 * \Delta X_{7t} + \beta_9 * X_{8t} + \varepsilon_t$$

$$t = 1, 2 \dots T$$

✚ Finální model s konstantou (model o2)

$$\Delta\Delta\hat{Y}_t = -\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_9 * X_{8t}$$

$$t = 1, 2 \dots T$$

$$\hat{d}_d_NASPORENA_CASTKA = -13,2 + 1,42e-05 * NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY$$

(3,34); (3,73e-06) směrodatné chyby v závorkách

T = 16, koeficient determinace = 0,509.

Dílčí závěr:

Růst počtu nově uzavřených smluv např. o 1.000 jednotek (ks) vyvolá v průměru zvýšení růstu přírůstku naspořené částky o 14,2 milionů Kč.

Následně jsem se rozhodla provést i vzestupný výběr, abych ověřila, zda mne dovede ke stejnému výsledku či nikoliv.

✚ **Vzestupný výběr** (forward selection) se zahrnutím trendu

	P-HODNOTA	R	R ² _{adj}
1. krok			
X ₁	0,4632	0,222165	0,102498
X ₂	0,2513	0,269031	0,156574
X ₃	0,9380	0,188374	0,063509
X ₄	0,5461	0,211293	0,089954
X ₅	0,1036	0,342821	0,241717
X ₆	0,9978	0,187982	0,063056
X ₇	0,9941	0,187985	0,063059
X ₈	0,0120 **	0,509100	0,433577
2. krok			
X ₁	0,8810	0,510056	0,387570
X ₂	0,4186	0,536222	0,420277
X ₃	0,7091	0,515002	0,393752
X ₄	0,8545	0,510532	0,388165
X ₅	0,1857	0,578351	0,472939
X ₆	0,9776	0,509134	0,386417
X ₇	0,1637	0,585170	0,481463
X ₈	.	.	.
Konec			

Tab. 8 Vzestupný výběr (zdroj: vlastní zpracování)

Dílčí závěr:

Použití vzestupného výběru mne dovedlo ke stejnému modelu, kde statisticky významná proměnná se jeví proměnná X_8 . Tím vznikl model číslo 03, kde se konstanta i trend jeví jako statisticky nevýznamné proměnné.

Model 03: OLS, za použití pozorování 1999 - 2014 (T = 16)

Závisle proměnná: $d_d_NASPORENA_CASTKA$

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>T-podíl</i>	<i>P-hodnota</i>	
Konstanta	-13,3351	8,24956	-1,6165	0,12999	
Time	0,00808685	0,495551	0,0163	0,98723	
NOVĚ_UZAVRENE_ SMLOUVY	1,42669e-05	4,89238e-06	2,9161	0,01203	**
Střední hodnota závisle pro- měnné	-2,357062	Směrodatná odchylka závisle proměnné		9,609595	
Součet čtverců reziduí	679,9767	Směrodatná chyba regrese		7,232282	
Koeficient determinace	0,509100	Adjustovaný koeficient de- terminace		0,433577	
F (2, 13)	6,740998	P-hodnota (F)		0,009805	
Logaritmus věrohodnosti	-52,69878	Akaikovo kritérium		111,3976	
Schwarzovo kritérium	113,7153	Hannan-Quinnovo kritérium		111,5162	
rho (koeficient autokorelace)	-0,312423	Durbin-Watsonova statistika		2,453854	

Dílčí závěr:

V prvním kroku je nutno provést jednorozměrné regresní analýzy a najít vysvětlující proměnnou, která je statisticky významná a současně má největší příspěvek k vysvětlení variability závisle proměnné. Vzestupný výběr byl proveden se zahrnutím konstanty a trendu. H_0 (koeficient není statisticky významný) se zamítá ve prospěch H_1 (koeficient je statisticky významný) jestliže p-hodnota je nižší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$.

Největší příspěvek k vysvětlení variability závisle proměnné má v prvním kroku statisticky významná proměnná $X_8_NOVĚ_UZAVRENE_SMLOUVY$, která má nejvyšší adjustovaný koeficient determinace, a to 0,43. Čím bližší je hodnota koeficientu determinace číslu jedna, tím jde o dokonalejší popis empirických dat regresním modelem. Adjustovaný koeficient determinace má být maximální.

Z tohoto důvodu jsem se rozhodla model číslo 02, kde není zahrnut trend, podrobit verifikaci.

4.3.1.2 Verifikace modelu s konstantou (model o2)

Verifikaci (ověření) modelu můžeme podle obsahové náplně a zvolených postupů rozdělit do tří na sebe navazujících kroků: ekonomická, statistická a ekonometrická.

4.3.1.2.1 Ekonomická verifikace modelu

Nyní porovnáme očekávaná znaménka s odhadnutými znaménky vícerozměrného regresního modelu, čili ověříme soulad s apriorními omezeními výchozí ekonomické teorie.

Nezávislá proměnná X	Předpokládaný vliv na závisle proměnnou $\Delta\Delta Y$ +/-	Skutečný vliv na závisle proměnnou $\Delta\Delta Y$
X_1 - průměrná roční míra inflace v % [INFLACE]	-	Není prokázaný vliv
ΔX_2 – HDP na 1 obyvatele ČR v Kč [HDP_OBYV]	+	Není prokázaný vliv
X_3 - obecná míra nezaměstnanosti v % [NEZAM]	-	Není prokázaný vliv
X_4 -průměrná měsíční mzda v Kč na fyzické osoby [PRUM_MZDA]	+	Není prokázaný vliv
X_5 - průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv o st. spoření FO – občany v tis. Kč [PRUM_CC]	+	Není prokázaný vliv
ΔX_6 - celkový přírůstek obyvatel v ČR (os.) [PRIRUSTEK_OBYV]	+	Není prokázaný vliv
ΔX_7 - úroková sazba vkladových účtů u ČMSS v % [UROKOVA_SAZBA]	+/-	Není prokázaný vliv
X_8 - počet nově uzavřených smluv o stavebním spoření (ks) [NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY]	+/-	+

Tab. 9 Skutečný vliv nezávislých proměnných na závislou proměnnou

Dílčí závěr:

Proměnná X_8 vyjadřuje, že čím více smluv je uzavřeno, tím více poroste naspořená částka.

Ostatní proměnné neovlivňují naši celkovou naspořenou částku. Je zajímavé, že změna úrokové sazby nemá vliv na naspořenou částku. Pravděpodobně je to způsobeno tím, že změny nejsou veliké a není to tak významný faktor. Výsledný model číslo o2 tedy vykazuje shodu s ekonomickou teorií.

4.3.1.2.2 Statistická verifikace modelu

Statistickou verifikací se rozumí ověření statistické reálnosti parametrů i celého modelu jako celku. Dochází tedy k testování hypotéz a pro tuto práci byla zvolena $\alpha = 5\%$.

Nezávislá proměnná	P-hodnota	
Konstanta	0,00143	***
X_8 - počet nově uzavřených smluv o st. spoř. (ks) [NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY]	0,00191	***

Tab. 10 Statistická významnost parametrů

Dílčí závěr:

Při testování významnosti regresních parametrů vícenásobného regresního modelu byly na zvolené hladině významnosti prokázány statisticky významné proměnné konstanta a proměnná X_8 .

P-hodnota F-testu vykazuje hodnotu 0,001911. Tato hodnota je nižší než zvolená hladina významnosti ($\alpha = 0,05$), a proto hypotézu H_0 o statistické nevýznamnosti zamítáme. Hypotézu H_1 nezamítáme, můžeme tedy konstatovat, že náš model jako celek je statisticky významný. Koefficient determinace dosahuje hodnoty 0,509090. Adjustovaný koeficient determinace je 0,474025.

$R^2 > R^2_{adj}$, model vykazuje přijatelných 51 %, které jsou tímto modelem vysvětleny. Přistupuji proto k hodnocení kvality modelu.

ANOVA

	Součet čtverců	Stupně volnosti	Střední kvadrát
Regrese	705,174	1	705,174
Reziduum	679,991	14	48,5708
Úplné	1.385,16	15	92,3443

$$R^2 = 705,174 / 1385,16 = 0,509090$$

$$F(1, 14) = 705,174 / 48,5708 = 14,5185 \text{ [p-hodnota } 0,0019]$$

Tab. 11 Výstup Gretl – ANOVA

Dílčí závěr:

Hodnocení kvality modelu využívá analýza rozptylu (ANOVA), která je založena na rozkladu součtu čtverců Y . Odchyly, které mohou být vysvětleny regresí (RSS) jsou v našem případě 705,174. Odchyly, které nemohou být vysvětleny regresí, tj. nevysvětlenou část (ESS) 679,991 a celková suma čtverců činí 1.385,16.

Charakteristikou posouzení kvality lineárního regresního modelu je koeficient determinace, který má v našem případě hodnotu 0,51. 51 % je tedy modelem vysvětleno a zbylých 49 % je zahrnuto v reziduální složce.

P-hodnota F-testu nám vyšla 0,0019, což je hodnota nižší než zvolená hladina významnosti α , a proto hypotézu H_0 o statistické nevýznamnosti zamítáme. Model jako celek je tedy statisticky významný a můžeme přistoupit k testům specifikace.

Testy specifikace

✚ Test RESET pro specifikaci (pouze druhé mocniny)

Nulová hypotéza: specifikace je adekvátní

Testovací statistika: $F(1, 13) = 0,981847$

s p-hodnotou = $P(F(1, 13) > 0,981847) = 0,339829$

✚ LM test (druhé mocniny)

Nulová hypotéza: vztah je lineární

Testovací statistika: $LM = 1,12357$

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 1,12357) = 0,289152$

✚ LM test (logaritmy)

Nulová hypotéza: vztah je lineární

Testovací statistika: $LM = 0,24746$

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,24746) = 0,618869$

Dílčí závěr:

Ramseyho RESET test je všeobecný test k detekci opomenuté proměnné nebo chybné funkční formy. P-hodnota RESET testu je vyšší než zvolená hladina významnosti α , z toho vyplývá, že hypotézu H_0 nezamítáme a můžeme říci, že model je správně specifikován.

LM test specifikace je založený na Lagrangeových multipliktorech a v Gretlu je nazýván jako „test nonlinearity“. P-hodnota LM testu specifikace je rovněž vyšší než zvolená hladina významnosti α , z toho vyplývá, že hypotézu H_0 nezamítáme a můžeme rovněž říci, že model je správně specifikován.

4.3.1.2.3 Ekonometrická verifikace modelu

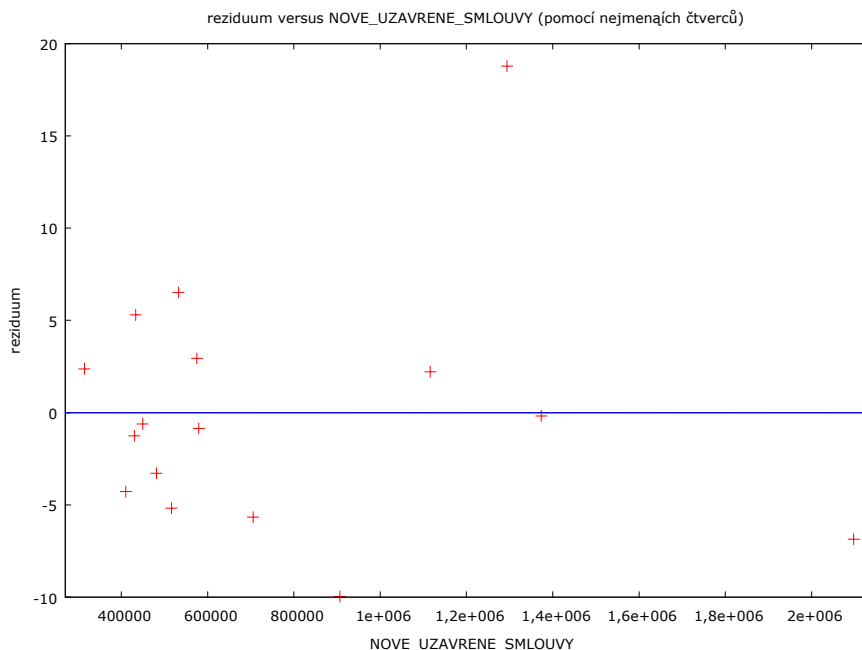
Ekonometrickými kritérii verifikace jsou například:

✚ Testy multikolinearity vysvětlujících proměnných

Dílčí závěr:

Test multikolinearity u finálního modelu není dostupný, protože nám v modelu zůstala jen jedna vysvětlující proměnná, konkrétně proměnná $X_8_NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY$.

Testy heteroskedasticity chybového členu



Obr. 14 Výstup Gretl – grafy reziduí v závislosti na „NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY“

- **Whiteův test** heteroskedasticity

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,85482

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 3,85482) = 0,145525$

- **Breusch-Paganův test** heteroskedasticity

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 3,98101

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 3,98101) = 0,0460161$

- **Breusch-Paganův test heteroskedasticity (robustní varianta)**

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: LM = 2,04145

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 2,04145) = 0,153064$

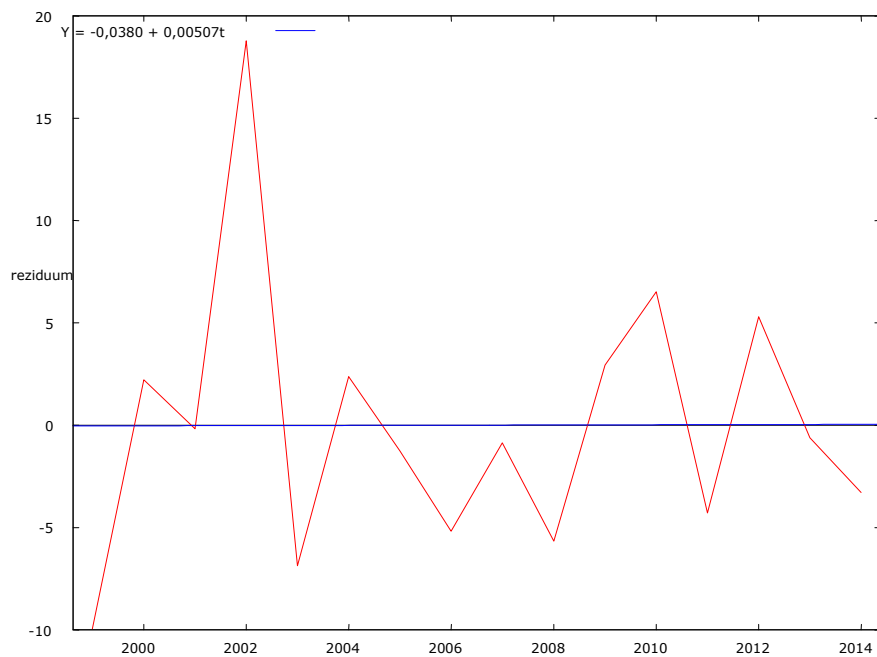
Dílčí závěr:

P-hodnota Whiteova obecného testu je větší než zvolená hladina významnosti α , z toho vyplývá, že hypotézu H_0 nezamítáme a můžeme říci, že chybový člen je homoskedastický (má konstantní rozptyl).

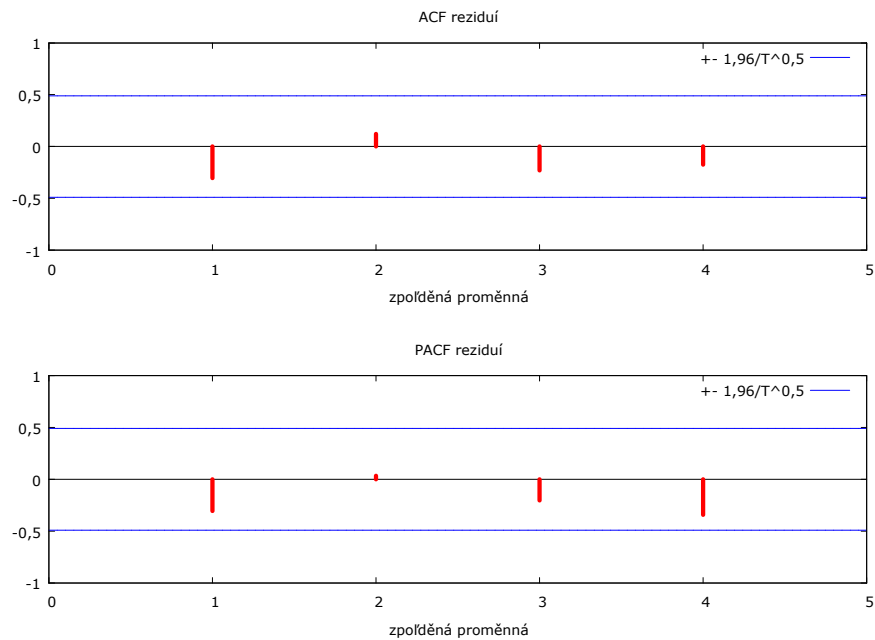
P-hodnota Breuch-Paganova testu je po zaokrouhlení na hranici 5 % hladiny významnosti, v robustní variantě je však větší než zvolená hladina významnosti α , z toho vyplývá, že hypotézu H_0 nezamítáme a můžeme konstatovat, že chybový člen není heteroskedastický.

Testy autokorelace chybového členu

Rezidua regrese (= pozorovaná – vyrovnaná d_d_NASPORENA_CASTKA)



Obr. 15 Výstup Gretl – Graf reziduí v závislosti na čase



Obr. 16 Výstup Gretl – Korelogramy reziduí pro 4. zpoždění

- **Durbin-Watsonova statistika = 2,44854**
p-hodnota = 0,794057

- **Breusch-Godfreyův test** pro autokorelaci prvního řádu

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: uhat

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-2,05344	3,20930	-0,6398	0,5319
NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY	2,86358e-06	3,86178e-06	0,7415	0,4698
uhat_1	-0,415302	0,281456	-1,476	0,1607

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,126752

- **Testovací statistika:** LMF = 2,177250,

s p-hodnotou = $P(F(1,15) > 2,17725) = 0,161$

- **Alternativní statistika:** $TR^2 = 2,281535$,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 2,28154) = 0,131$

- **Ljung-Box Q'** = 1,78847,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 1,78847) = 0,181$

Dílčí závěr:

P-hodnota Durbin-Watsonovi statistiky je vyšší než hladina významnosti α , a proto H_0 nezamítáme a můžeme říci, že chybový člen není sériově korelovan. Hodnota 2,44 se tedy nachází v pásmu nulové autokorelace ($D_L 1,10$, $D_U 1,37$ pro $k = 1$ a $n = 16$).

Pásmo pozitivní autokorelace	Pásmo neprůkaznosti pozitivní inklinace	Pásmo nulové autokorelace	Pásmo neprůkaznosti negativní inklinace	Pásmo negativní autokorelace
0	$D_L 1,10$	2	$4 - D_U(2,63)$	4
	$D_U 1,37$	2,44	$4 - D_L(2,9)$	

P-hodnoty Breusch-Godfreyova, Boxova-Piercova a Ljung-Boxova testu jsou nad 5 % hladinou významnosti α , hypotézu H_0 proto nezamítáme a můžeme rovněž konstatovat, že chybový člen není autokorelovan.

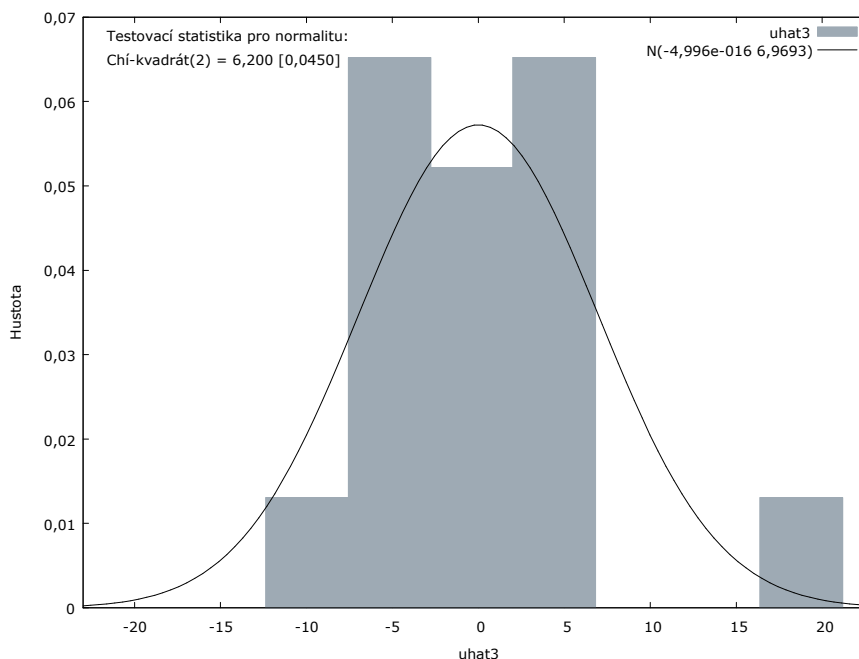
Test normality chybového členu

Frekvenční rozdělení pro uhat 3, poz. 3 - 18
počet tříd = 7, střední hodnota = $-4,996e-016$, $s_0 = 6,96927$

Interval	Střed	Frekvence	Relativní	Kumulovaná
< -7,5661	-9,9620	1	6,25 %	6,25% **
-7,5661 - -2,7744	-5,1703	5	31,25 %	37,50% *****
-2,7744 - 2,0173	-0,37858	4	25,00 %	62,50% *****
2,0173 - 6,8090	4,4131	5	31,25 %	93,75% *****
6,8090 - 11,601	9,2048	0	0,00 %	93,75%
11,601 - 16,392	13,997	0	0,00 %	93,75%
>= 16,392	18,788	1	6,25 %	100,00% **

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát (2) = 6,200 s p-hodnotou 0,04505

Tab. 12 Test nulové hypotézy normálního rozdělení



Obr. 17 Histogram

Dílčí závěr:

Nulová hypotéza: chybový člen má normální rozdělení.

P-hodnota testu normality reziduí je menší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$, a proto nulovou hypotézu zamítáme. Máme tedy problém s normalitou. Ostatní základní předpoklady byly splněny, a pokud bychom to dali na 1 % hladinu významnosti, tak by tento předpoklad již splněn byl.

Chí-kvadrát test dobré shody i histogram tedy prokázaly normální rozdělení chybového členu.

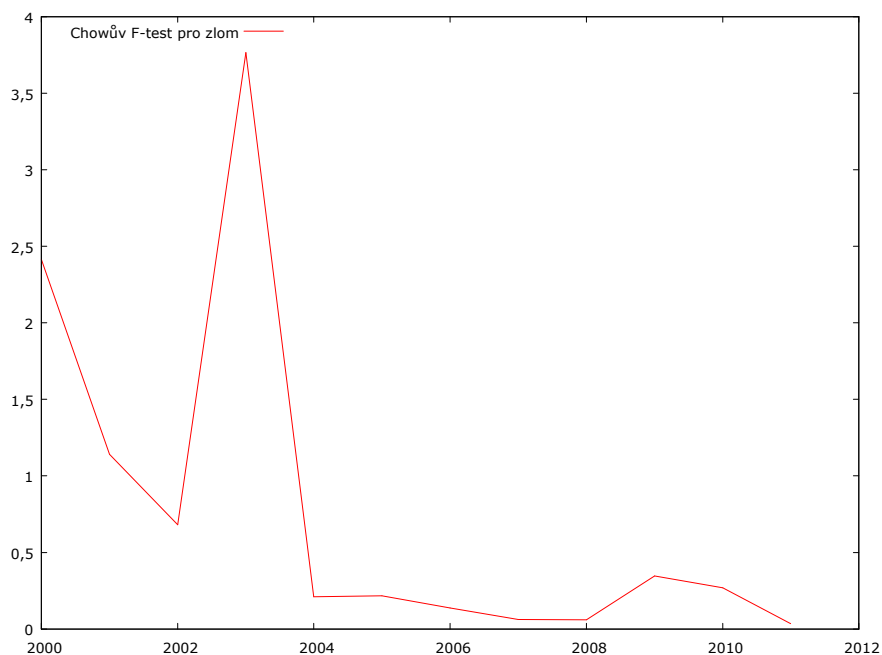
4.3.1.2.4 Specifické testy časových řad

Test strukturálního zlomu

QLR test pro strukturální zlom

Nulová hypotéza: žádný strukturální zlom.

Testovací statistika: $\chi^2(2) = 7,52862$ at observation 2003
with asymptotic p-value = 0,241199



Obr. 18 QLR test strukturálního zlomu

Dílčí závěr:

QLR test je testem strukturálního zlomu v neznámém časovém bodě. QLR test má p-hodnotu vyšší než zvolená hladina významnosti α , z čehož vyplývá, že hypotézu H_0 nezamítáme a můžeme říci, že se neprokázala přítomnost strukturálního zlomu.

Pro srovnání a nalezení dalších vztahů mezi naspořenou částkou a zvolenými proměnnými zkusíme vytvořit další model.

4.3.2 Odhad modelu s použitím prvních diferencí u všech časových řad

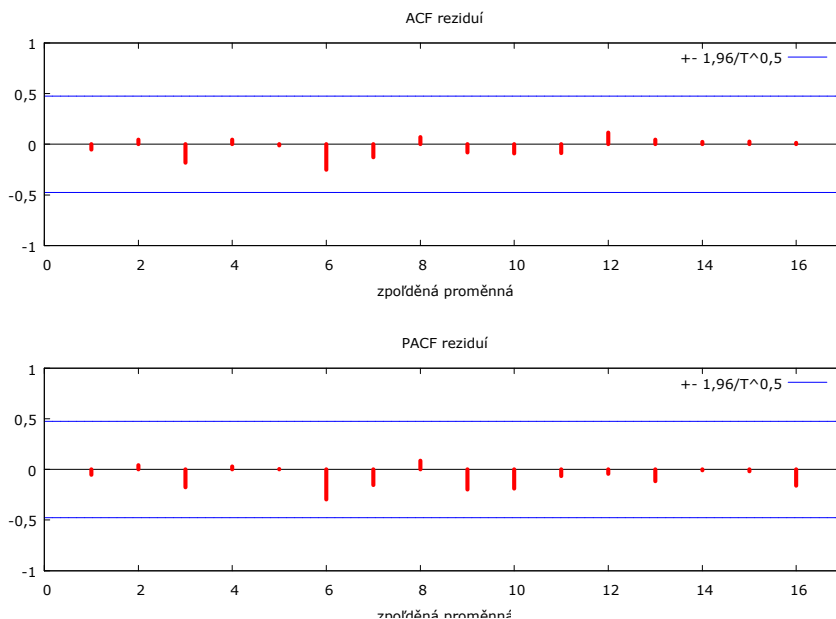
Úvod pro model

Nyní přistoupíme k odhadu dalšího modelu pomocí MNČ.

Model 04: OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 (T = 17)

Závisle proměnná: d_NASPORENA_CASTKA

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>T-podíl</i>	<i>P-hodnota</i>	
Konstanta	64,8291	21,8189	2,9712	0,02077	**
Time	-3,60247	1,11038	-3,2444	0,01417	**
d_INFLACE	0,714948	1,56756	0,4561	0,66214	
d_HDP_OBYV	-0,00163984	0,000959792	-1,7085	0,13129	
d_NEZAM	-5,93727	5,46203	-1,0870	0,31304	
d_PRUM_MZDA	0,00924848	0,00959221	0,9642	0,36708	
d_PRUM_CC	0,116752	0,177523	0,6577	0,53177	
d_PRIRUSTEK_OBYV	0,000399675	0,000304181	1,3139	0,23029	
d_UROKOVA_SAZBA	-31,8728	12,5445	-2,5408	0,03862	**
d_NOVE_UZAVRENE _SMLOUVY	-2,27564e-05	8,96537e-06	-2,5383	0,03876	**
Střední hodnota závisle pro- měnné	20,82494	Směrodatná odchylka závisle proměnné		19,85362	
Součet čtverců reziduí	1204,349	Směrodatná chyba regrese		13,11678	
Koeficient determinace	0,809035	Adjustovaný koeficient de- terminace		0,563509	
F (9, 7)	3,295112	P-hodnota (F)		0,065032	
Logaritmus věrohodnosti	-60,33604	Akaikovo kritérium		140,6721	
Schwarzovo kritérium	149,0042	Hannan-Quinnovo kritérium		141,5003	
rho (koeficient autokorelace)	-0,052593	Durbin-Watsonova statistika		2,075388	



Obr. 19 Korelogram reziduí

Dílčí závěr:

Po sestavení výchozího modelu číslo 04 s diferencemi, s konstantou a časem, se časové řady z korelogramu reziduí jeví jako stacionární. Dále zjišťuji, že statisticky významné proměnné jsou konstanta, čas, diference úrokové sazby a diference nově uzavřených smluv. Ostatní proměnné jsou nad hodnotou 0,05, tedy statisticky nevýznamné. Adjustovaný koeficient determinace je přijatelných 56 %.

P-hodnota F-testu však ukazuje, že model jako celek není na 5 % hladině významnosti statisticky významný. Je tedy vhodné pokusit se namodelovat model lepší. Pomocí nabídky v Gretlu „*Testy-vynechat proměnné*“ jsem nechala odstranit nevýznamné proměnné s použitím „*Sekvenční eliminace proměnných za použití oboustranné p-hodnoty*“ se zvolenou hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Tím vznikl model číslo 05.

📌 Sestupný výběr (backward selection)

Model 05: OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 (T = 17)

Závisle proměnná: d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota	
Konstanta	44,2491	9,07875	4,8739	0,00020	***
Time	-2,34241	0,815296	-2,8731	0,01161	**

Střední hodnota závisle proměnné 20,82494

Směrodatná odchylka závisle proměnné 19,85362

Součet čtverců reziduí	4068,008	Směrodatná chyba regrese	16,46817
Koeficient determinace	0,354966	Adjustovaný koeficient determinace	0,311964
F (1, 15)	8,254601	P-hodnota (F)	0,011611
Logaritmus věrohodnosti	-70,68237	Akaikovo kritérium	145,3647
Schwarzovo kritérium	147,0312	Hannan-Quinnovo kritérium	145,5304
rho (koeficient autokorelace)	0,816774	Durbin-Watsonova statistika	0,340503

Dílčí závěr:

Po provedení sestupného výběru v modelu zůstala jen statisticky významná konstanta a čas, ostatní proměnné byly z důvodu nevýznamnosti vynechány.

P-hodnota F-testu sice ukazuje, že model jako celek je již na 5 % hladině významnosti statisticky významný, ovšem koeficient determinace je velmi nízký, a proto tento model nebude dále použit pro verifikaci.

Rozhodla jsem se proto následně z výchozího modelu ručně odstranit statisticky nevýznamné proměnné a tím vznikl model číslo 06.

Model 06: OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 (T = 17)

Závisle proměnná: d_NASPORENA_CASTKA

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>T-podíl</i>	<i>P-hodnota</i>	
Konstanta	40,0986	7,77331	5,1585	0,00018	***
Time	-2,27945	0,681167	-3,3464	0,00526	***
d_UROKOVA_SAZBA	-29,5685	10,9234	-2,7069	0,01796	**
d_NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY	-1,4723e-05	7,16121e-06	-2,0559	0,06045	*
Střední hodnota závisle proměnné	20,82494	Směrodatná odchylka závisle proměnné		19,85362	
Součet čtverců reziduí	2417,648	Směrodatná chyba regrese		13,63719	
Koeficient determinace	0,616652	Adjustovaný koeficient determinace		0,528187	
F (3, 13)	6,970573	P-hodnota (F)		0,004877	
Logaritmus věrohodnosti	-66,25932	Akaikovo kritérium		140,5186	
Schwarzovo kritérium	143,8515	Hannan-Quinnovo kritérium		140,8499	
rho (koeficient autokorelace)	0,181882	Durbin-Watsonova statistika		1,526368	

Dílčí závěr:

V modelu tedy zůstaly statisticky významné proměnné konstanta, čas, diference úrokové sazby a na 10 % hladině významnosti i diference nově uzavřených smluv. Koeficient determinace je přijatelně vysoký. P-hodnota F-testu je nižší než zvolená hladina významnosti α , a proto můžeme konstatovat, že model jako celek je statisticky významný. Z tohoto důvodu se mi tento model jeví vhodný k verifikaci.

4.3.2.1 Specifikace tvaru modelu

✚ *Lineární funkční forma (obecný tvar s konstantou a trendem) – výchozí model s diferencemi všech časových řad*

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 * t + \beta_2 * \Delta X_{1t} + \beta_3 * \Delta X_{2t} + \beta_4 * \Delta X_{3t} + \beta_5 * \Delta X_{4t} + \beta_6 * \Delta X_{5t} + \beta_7 * \Delta X_{6t} + \beta_8 * \Delta X_{7t} + \beta_9 * \Delta X_{8t} + \varepsilon_t$$

$$t = 1, 2 \dots T$$

✚ **Finální model s konstantou a trendem (model o6)**

$$\Delta \hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 * t - \hat{\beta}_8 * \Delta X_{7t} - \hat{\beta}_9 * \Delta X_{8t}$$

$$t = 1, 2 \dots T$$

$$\hat{d}_{\text{NASPORENA_CASTKA}} = 40,1 - 2,28 * \text{time} - 29,6 * \hat{d}_{\text{UROKOVA_SAZBA}} - 1,47e-05 * \hat{d}_{\text{NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY}}$$

(7,77); (0,681); (10,9); (7,16e-06) směrodatné chyby v závorkách

T = 17, koeficient determinace = 0,617.

Dílčí závěr:

Pokud se zvýší přírůstek úrokové sazby o jednu jednotku (procento) pak se v průměru sníží přírůstek naspořené částky o 29,6 jednotek (mld. Kč).

Pokud se zvýší přírůstek nově uzavřených smluv o 1.000 jednotek (ks) pak se sníží přírůstek naspořené částky o 14,7 milionů Kč.

Pokud se zvýší čas o jednu jednotku (rok) pak se sníží přírůstek naspořené částky o 2,28 jednotek (mld. Kč).

4.3.2.2 Verifikace modelu s konstantou a trendem (model o6)

Nyní opět porovnáme očekávaná znaménka s odhadnutými znaménky vícerozměrného regresního modelu.

4.3.2.2.1 Ekonomická verifikace modelu

Z následující tabulky je zřejmé, že výsledný model číslo o6 vykazuje rovněž shodu s ekonomickou teorií.

Nezávislá proměnná X	Předpokládaný vliv na závisle proměnnou ΔY +/-	Skutečný vliv na závisle proměnnou ΔY
ΔX_1 - průměrná roční míra inflace v % [INFLACE]	-	Není prokázaný vliv
ΔX_2 - HDP na 1 obyvatele ČR v Kč [HDP_OBYV]	+	Není prokázaný vliv
ΔX_3 - obecná míra nezaměstnanosti v % [NEZAM]	-	Není prokázaný vliv
ΔX_4 - průměrná měsíční mzda v Kč na fyzické osoby [PRUM_MZDA]	+	Není prokázaný vliv
ΔX_5 - průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv o st. spoření FO – občany v tis. Kč [PRUM_CC]	+	Není prokázaný vliv
ΔX_6 - celkový přírůstek obyvatel v ČR (os.) [PRIRUSTEK_OBYV]	+	Není prokázaný vliv
ΔX_7 - úroková sazba vkladových účtů u ČMSS v % [UROKOVA_SAZBA]	+/-	-
ΔX_8 - počet nově uzavřených smluv o stavebním spoření (ks) [NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY]	+/-	-

Tab. 13 Skutečný vliv nezávislých proměnných na závislou proměnnou

Dílčí závěr:

Proměnná X_7 vyjadřuje, že s růstem úrokové sazby klesá objem naspořené částky.

Proměnná X_8 vyjadřuje, že čím více smluv je uzavřeno, tím méně poroste objem naspořené částky. Obě proměnné tedy působí na závislou proměnnou Y , což je v našem případě objem naspořené částky, protichůdně.

Ostatní proměnné neovlivňují naši celkovou naspořenou částku.

4.3.2.2.2 Statistická verifikace modelu

Statistickou verifikací se rozumí ověření statistické reálnosti parametrů i celého modelu jako celku. Dochází tedy k testování hypotéz.

Nezávislá proměnná	P-hodnota	
Konstanta	0,0002	***
Time	0,0053	***
ΔX_7 - úroková sazba vkladových účtů u ČMSS v % [UROKOVA_SAZBA]	0,0180	**
ΔX_8 - počet nově uzavřených smluv o stavebním spoření (ks) [NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY]	0,0604	*

Tab. 14 Statistická významnost parametrů

Dílčí závěr:

Při testování významnosti regresních parametrů vícenásobného regresního modelu byly na zvolené hladině významnosti prokázány statisticky významné proměnné konstanta, čas, diference úrokové sazby a diference počtu nově uzavřených smluv.

P-hodnota F-testu vykazuje hodnotu 0,004877, což je hodnota nižší než zvolená hladina významnosti ($\alpha = 0,05$). Z toho vyplývá, že hypotézu H_0 zamítáme. Hypotézu H_1 přijímáme a proto můžeme říci, že model jako celek je statisticky významný. Koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,616652. Adjustovaný koeficient determinace je 0,528187. $R^2 > R^2_{adj}$, model tedy vykazuje vysvětlených přijatelných 61,66 %.

Přistupuji k následnému hodnocení kvality tohoto modelu.

ANOVA

	Součet čtverců	Stupně volnosti	Střední kvadrát
Regrese	3.889,01	3	1.296,34
Reziduum	2.417,65	13	185,973
Úplné	6.306,66	16	394,166

$$R^2 = 3889,01 / 6306,66 = 0,616652$$

$$F(3, 13) = 1296,34 / 185,973 = 6,97057 \text{ [p-hodnota } 0,0049]$$

Tab. 15 Výstup Gretl – ANOVA

Dílčí závěr:

Hodnocení kvality modelu využívá analýza rozptylu (ANOVA), která je založena na rozkladu součtu čtverců Y. Odchylky, které mohou být vysvětleny regresí (RSS) jsou v našem případě 3.889,01, odchylky, které nemohou být vysvětleny regresí, tj. nevysvětlenou část (ESS) 2.417,65 a celková suma čtverců 6.306,66. Charakteristikou posouzení kvality lineárního regresního modelu je koeficient

determinace, který je v našem případě 0,6166. Téměř 62 % je tedy modelem vysvětleno a zbylých 38 % je zahrnuto v reziduální složce. P-hodnota F-testu vyšla 0,0049, což je hodnota nižší než zvolená hladina významnosti α , a proto hypotézu H_0 o statistické nevýznamnosti zamítáme. Model jako celek je tedy statisticky významný a můžeme opět přistoupit k testům specifikace.

Testy specifikace

✚ Test RESET pro specifikaci (pouze druhé mocniny)

Nulová hypotéza: specifikace je adekvátní

Testovací statistika: $F(1, 12) = 6,09599$

s p-hodnotou = $P(F(1, 12) > 6,09599) = 0,0295472$

✚ LM test (druhé mocniny)

Nulová hypotéza: vztah je lineární

Testovací statistika: $LM = 10,6961$

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(2) > 10,6961) = 0,00475743$

✚ LM test (logaritmy)

Nulová hypotéza: vztah je lineární

Testovací statistika: $LM = 9,16389$

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 9,16389) = 0,00246838$

Dílčí závěr:

Ramseyho RESET test jak již bylo zmíněno, je všeobecný test k detekci opomenuté proměnné nebo chybné funkční formy. P-hodnota RESET testu je nižší než zvolená hladina významnosti α , z toho vyplývá, že hypotézu H_0 zamítáme a můžeme říci, že model není správně specifikován.

LM test specifikace je založený na Lagrangeových multiplikátorech a v Gretlu je nazýván jako „test nonlinearity“. P-hodnota LM testu specifikace je rovněž nižší než zvolená hladina významnosti α , z toho vyplývá, že hypotézu H_0 zamítáme a můžeme rovněž konstatovat, že model není správně specifikován.

Tento nedostatek tohoto modelu bych přisuzovala tomu, že v modelu nejsou zahrnuty vlivy, které nejsme schopni změřit a vyčíslit, např. psychologické faktory apod. Rovněž na objem naspořené částky působí vliv reklamních kampaní jednotlivých stavebních spořitelů, hospodářská krize a další faktory.

Špatný výsledek tohoto testu bych rovněž přičítala tomu, že časové řady jsou ze statistického hlediska relativně krátké. Stavební spoření je na našem trhu poměrně krátkou dobu a vysvětlujících proměnných bylo vybráno větší množství.

4.3.2.2.3 Ekonometrická verifikace modelu

Ekonometrickými kritérii verifikace jsou například:

🚧 Testy multikolinearity vysvětlujících proměnných

1. Matice párových korelačních koeficientů

Korelační koeficienty, za použití pozorování 1997 - 2014
(chybějící hodnoty byly přeskočeny)
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4683 pro $n = 18$

d_UROKOVA_SAZBA	d_NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY	
1,0000	-0,3329	d_UROKOVA_SAZBA
	1,0000	d_NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY

Tab. 16 Matice párových korelačních koeficientů

Dílčí závěr:

Matice párových korelačních koeficientů ukazuje, že vysvětlující proměnné nejsou postiženy multikolinearitou.

Multikolinearita by byla neúnosná, pokud by některý z párových korelačních koeficientů vyjádřený v absolutní hodnotě byl větší než 0,8 popř. 0,9.

2. VIF (Variance Inflation Factors)

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)	
Minimální možná hodnota = 1.0	
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearity	
Time	1,018
d_UROKOVA_SAZBA	1,132
d_NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY	1,130
VIF(j) = $1/(1 - R(j)^2)$, kde R(j) je vícečetný korelační koeficient mezi proměnnou j a ostatními nezávisle proměnnými	
Vlastnosti matice X'X:	
1 - norma = 4,0996895e+012	
Determinant = 4,3832409e+016	
Převrácená hodnota = 3,2367553e-013	

Tab. 17 Výstup Gretl - VIF faktory

Dílčí závěr:

Test multikolinearity ukázal, že vysvětlující proměnné nejsou postiženy multikolinearitou - VIF faktory jsou pod hodnotou 10.

🚩 Testy heteroskedasticity chybového členu

- **Whiteův test heteroskedasticity**

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: $LM = 5,45604$

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(7) > 5,45604) = 0,604492$

- **Breusch-Paganův test heteroskedasticity**

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: $LM = 1,80436$

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(3) > 1,80436) = 0,613986$

- **Breusch-Paganův test heteroskedasticity (robustní varianta)**

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita

Testovací statistika: $LM = 3,0404$

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(3) > 3,0404) = 0,385439$

Dílčí závěr:

P-hodnota Whiteova obecného testu je větší než zvolená hladina významnosti α , z toho vyplývá, že hypotézu H_0 nezamítáme a můžeme říci, že chybový člen je homoskedastický.

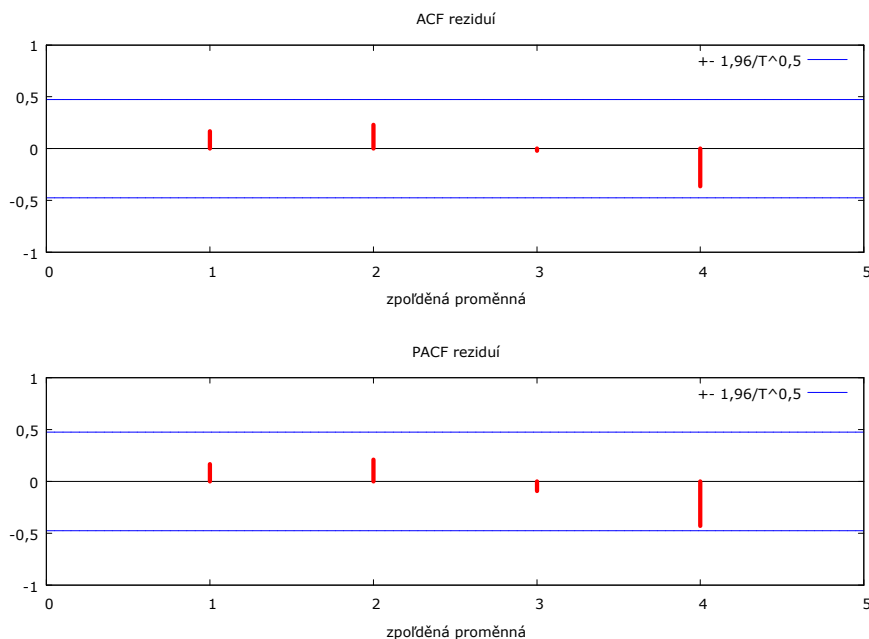
P-hodnota Breuch-Paganova testu je větší než zvolená hladina významnosti α , z toho vyplývá, že hypotézu H_0 rovněž nezamítáme a můžeme říci, že chybový člen není heteroskedastický.

🚩 Testy autokorelace chybového členu

Rezidua regrese (= pozorovaná – vyrovnaná d_NASPORENA_CASTKA)



Obr. 20 Výstup Gretl – Graf reziduí v závislosti na čase



Obr. 21 Výstup Gretl – Korelogramy reziduí pro 4. zpoždění

- **Durbin-Watsonova statistika** = 1,52637

p-hodnota = 0,0999882

- **Breusch-Godfreyův test** pro autokorelaci prvního řádu

OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 ($T = 17$)

Závisle proměnná: uhat

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	3,94665	8,45330	0,4669	0,6490
Time	-0,239546	0,706913	-0,3389	0,7406
d_UROKOVA_SAZBA	17,0880	18,6225	0,9176	0,3769
d_NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY	6,18988e-06	8,96695e-06	0,6903	0,5031
uhat_1	0,573616	0,508985	1,127	0,2818

Neadjustovaný koeficient determinace = 0,095710

- **Testovací statistika:** LMF = 1,270084,

s p-hodnotou = $P(F(1,12) > 1,27008) = 0,282$

- **Alternativní statistika:** $TR^2 = 1,627076$,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 1,62708) = 0,202$

- **Ljung-Box Q'** = 0,562027,

s p-hodnotou = $P(\text{Chí-kvadrát}(1) > 0,562027) = 0,453$

Dílčí závěr:

P-hodnota DW statistiky je vyšší než hladina významnosti α , a proto H_0 nezamítáme a můžeme říci, že chybový člen není sériově korelovan.

DW statistika má hodnotu 1,52 ($D_L = 1,02$, $D_U = 1,54$ pro $k = 2$ a $n = 17$), je tedy v intervalu $\langle D_L; D_U \rangle$, což představuje pás neprůkaznosti. Na základě DW testu tedy nelze jednoznačně určit, zda se v modelu významná autokorelace vyskytuje či nikoliv.

Na základě DW testu nemůžeme potvrdit či vyvrátit nulovou hypotézu o neexistenci autokorelace, můžeme jen říci, že se v modelu projevuje inklinace k pozitivní autokorelaci.

Pásma pozitivní autokorelace	Pásma neprůkaznosti pozitivní inklinace	Pásma nulové autokorelace	Pásma neprůkaznosti negativní inklinace	Pásma negativní autokorelace
0	$D_L 1,02$	1,52	$D_U 1,54$	2
				4 - $D_U (2,46)$
				4 - $D_L (2,98)$
				4

P-hodnoty Breusch-Godfreyova, Boxova-Piercova a Ljung-Boxova testu jsou nad 5 % hladinou významnosti α , hypotézu H_0 proto nezamítáme a můžeme konstatovat, že chybový člen není autokorelovan.

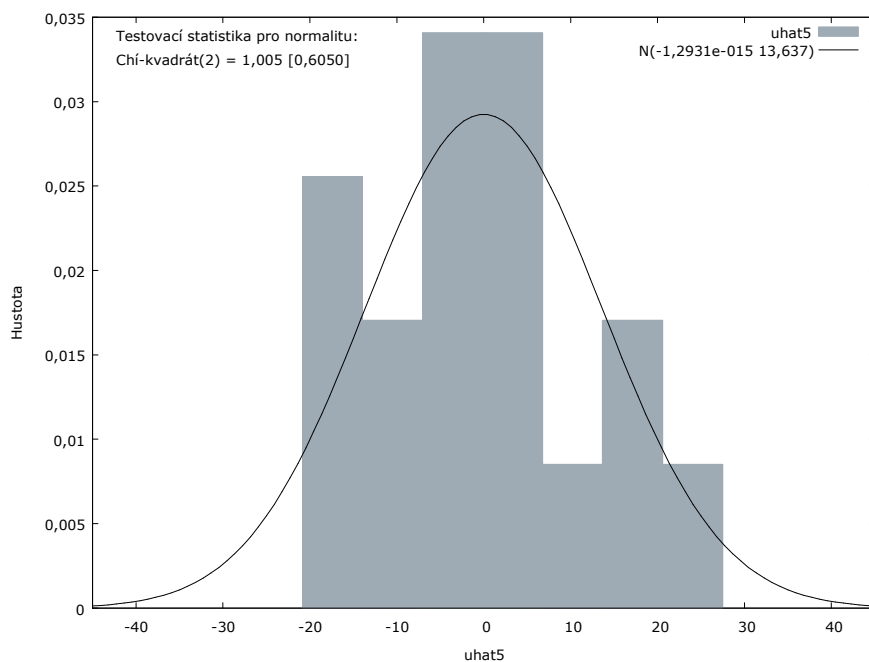
Test normality chybového členu

Frekvenční rozdělení pro uhat5, poz. 2 - 18
počet tříd = 7, střední hodnota = -1,29308e-015, so = 13,6372

Interval	Střed	Frekvence	Relativní	Kumulovaná
< -13,954	-17,407	3	17,65%	17,65% *****
-13,954 - -7,0483	-10,501	2	11,76%	29,41% ****
-7,0483 - -0,14242	-3,5954	4	23,53%	52,94% *****
-0,14242 - 6,7635	3,3105	4	23,53%	76,47% *****
6,7635 - 13,669	10,216	1	5,88%	82,35% **
13,669 - 20,575	17,122	2	11,76%	94,12% ****
> = 20,575	24,028	1	5,88%	100,00% **

Test nulové hypotézy normálního rozdělení:
Chí-kvadrát (2) = 1,005 s p-hodnotou 0,60500

Tab. 18 Test nulové hypotézy normálního rozdělení



Obr. 22 Histogram

Dílčí závěr:

Nulová hypotéza: chybový člen má normální rozdělení.

P-hodnota testu normality reziduí je vyšší než zvolená hladina významnosti α , a proto nulovou hypotézu nezamítáme. Chí-kvadrát test dobré shody i histogram tedy opět prokázaly normální rozdělení chybového členu.

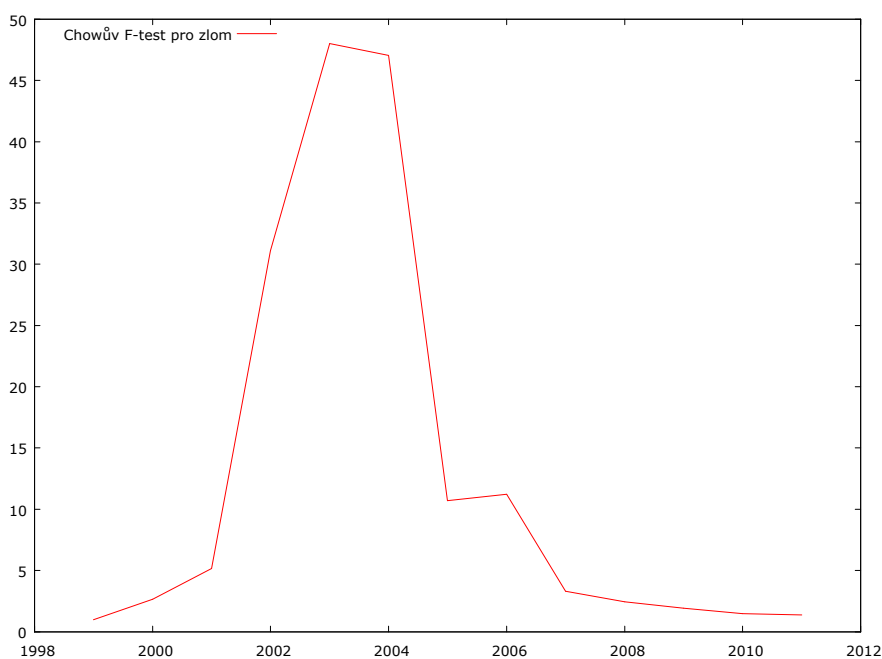
4.3.2.2.4 Specifické testy časových řad

Test strukturálního zlomu

QLR test pro strukturální zlom

Nulová hypotéza: žádný strukturální zlom.

Testovací statistika: chi-square (3) = 143,995 at observation 2003
with asymptotic p-value = 1,52163e-031



Obr. 23 QRL test strukturálního zlomu

Dílčí závěr:

QLR test je testem strukturálního zlomu v neznámém časovém bodě. QLR test má p-hodnotu nižší než zvolená hladina významnosti α , z čehož vyplývá, že hypotézu H_0 zamítáme a můžeme říci, že se prokázala přítomnost strukturálního zlomu. Z grafu je zřejmé, že ke zlomu došlo v roce 2003, což přisuzují novelizaci zákona o stavebním spoření, který přinesl snížení výše státní podpory a další změny (zákon č. 423/2003 Sb.). Po přidání zlomu se model příliš nevylepší, a proto zde není uveden.

Pro srovnání jsem se dále rozhodla zkusit vymodelovat další model.

📌 **Vzestupný výběr** (forward selection) se zahrnutím trendu

	P-HODNOTA	R	R ² _{adj}
1. krok			
X ₁	0,5375	0,372862	0,283271
X ₂	0,3671	0,392661	0,305898
X ₃	0,3229	0,399969	0,314251
X ₄	0,1568	0,443886	0,364442
X ₅	0,0337	0,537812	0,471785
X ₆	0,3692	0,392335	0,305526
X ₇	0,0724	0,492008	0,419438
X ₈	0,3195	0,400582	0,305526
2. krok			
X ₁	0,6999	0,543269	0,437870
X ₂	0,4726	0,556482	0,454132
X ₃	0,5025	0,554129	0,451235
X ₄	0,3753	0,565953	0,465789
X ₅	.	.	.
X ₆	0,5556	0,550465	0,446727
X ₇	0,1902	0,597020	0,504025
X ₈	0,2481	0,584545	0,488671
Konec			

Dílčí závěr:

V prvním kroku je opět nutné provést jednorozměrné regresní analýzy a najít vysvětlující proměnnou, která je statisticky významná a současně má největší příspěvek k vysvětlení variability závisle proměnné. Největší příspěvek k vysvětlení variability závisle proměnné má v prvním kroku statisticky významná proměnná X_{5_d_PRUM_CC}, která dosahuje nejvyšší adjustovaný koeficient determinace, a to hodnoty 0,47.

V druhém kroku již žádná z proměnných není statisticky významná, a proto byl výběr proměnných ukončen.

Použití vzestupného výběru mne dovedlo k odlišnému modelu, což potvrzuje teorii, že vzestupný a sestupný výběr nemusí vždy vést ke stejnému výsledku. V modelu tedy zůstala statisticky významná proměnná X_{5_d_PRUM_CC}. Následně byl proto sestaven tento model s pořadovým číslem 07.

Model 07: OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 (T = 17)

Závisle proměnná: d_NASPORENA_CASTKA

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>T-podíl</i>	<i>P-hodnota</i>	
Konstanta	39,5073	8,20594	4,8145	0,00027	***
Time	-2,29962	0,714588	-3,2181	0,00619	***
d_PRUM_CC	0,38037	0,161625	2,3534	0,03374	**
Střední hodnota závisle proměnné	20,82494	Směrodatná odchylka závisle proměnné		19,85362	
Součet čtverců reziduí	2914,864	Směrodatná chyba regrese		14,42929	
Koeficient determinace	0,537812	Adjustovaný koeficient determinace		0,471785	
F (2, 14)	8,145347	P-hodnota (F)		0,004505	
Logaritmus věrohodnosti	-67,8490	Akaikovo kritérium		141,6981	
Schwarzovo kritérium	144,1978	Hannan-Quinnovo kritérium		141,9466	
rho (koeficient autokorelace)	0,561204	Durbin-Watsonova statistika		0,814817	
		p-hodnota = 0,000491852			

Dílčí závěr:

Model je statisticky významný, koeficient determinace je nižší než u modelu číslo 06, rovněž informační kritéria jsou vyšší než u předchozího modelu, a proto tento model nebyl vybrán pro verifikaci.

4.3.3 Srovnání funkčních forem

Srovnání funkčních forem lze provést několika způsoby. Vizuálním posouzením X-Y bodového grafu, hodnotou korigovaného koeficientu determinace (maximalizační kritérium) a na základě informačních kritérií (minimalizační kritérium).

Funkční forma	R ² _{adj}	AIC	BIC	HQC
Výchozí model (model 01)	0,320219	115,9454	123,6713	116,3410
Lineární funkční forma (model 02) s konstantou	0,474025	109,3979	110,9431	109,4770
Lineární funkční forma (model 03) s konstantou a trendem	0,433577	111,3976	113,7153	111,5162
Výchozí model (model 04)	0,563509	140,6721	149,0042	141,5003
Lineární funkční forma (model 05) s konstantou a trendem	0,311964	145,3647	147,0312	145,5304
Lineární funkční forma (model 06) s konstantou a trendem	0,528187	140,5186	143,8515	140,8499
Lineární funkční forma (model 07) s konstantou a trendem	0,471785	141,6981	144,1978	141,9466

Tab. 19 Srovnání funkčních forem

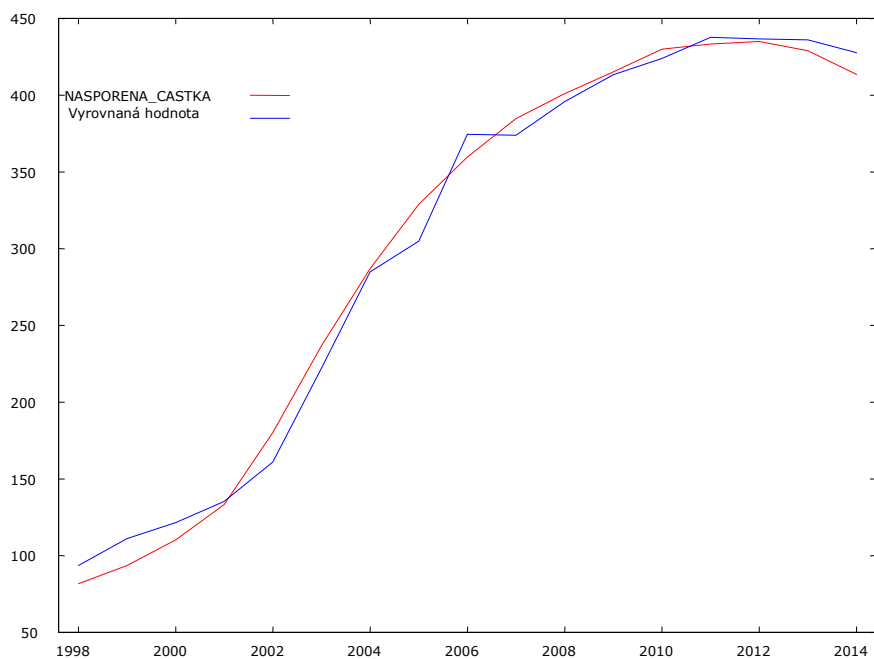
Dílčí závěr:

Z tabulky je zřejmé, že nejvyšší hodnotu adjustovaného koeficientu determinace má lineární funkční forma v případě modelu číslo 04. Nejnížší hodnoty informačních kritérií vykazuje model číslo 02. Barevně označené modely se mi zdály nejvhodnější, a proto byly podrobeny ekonomické, statistické i ekonometrické verifikaci. Model číslo 04 nebyl verifikován, protože obsahoval nevýznamné proměnné a současně p-hodnota F-testu (na 5 % hladině významnosti) ukázala na nevýznamnost modelu jako celku.

4.4 Aplikace modelu

Sestavené modely by mohly například sloužit k predikci budoucího vývoje nasporené částky u stavebního spoření.

Nejprve zkusíme vyrovnání na základě modelu číslo 06, který se jeví jako nejvhodnější.



Obr. 24 Graf vývoje nasporené částky a vyrovnané hodnoty

Rok	NASPORENA_CASTKA	Vyrovnané hodnoty
1998	81,731	93,501
1999	93,629	111,036
2000	110,400	121,532
2001	133,309	135,313
2002	180,190	160,899
2003	236,815	222,072
2004	287,077	284,924
2005	328,987	304,959
2006	359,848	374,591
2007	384,880	373,940
2008	401,061	395,774
2009	415,150	413,443
2010	430,122	423,962
2011	433,433	437,830
2012	434,986	436,727
2013	429,110	436,091
2014	413,576	427,710

Tab. 20 Tabulka číselných hodnot naspořené částky a vyrovnané hodnoty

Statistiky vyhodnocující vyrovnání

Střední chyba	-2,5078e-015
Střední kvadratická chyba	142,21
Odmocnina střední kvadratické chyby	11,925
Střední absolutní chyba	9,9186
Střední procentuální chyba	-1,4203
Střední absolutní procentuální chyba	5,0661
Theilovo U	0,49557
Zastoupení vychýlení, UM	1,2351e-031
Zastoupení regrese, UR	0,0050671
Zastoupení disturbancí, UD	0,99493

Dílčí závěr:

Dle literatury je vyrovnání dobré, pokud chyba odhadu je menší než 5 % ze skutečné hodnoty. V našem případě je střední absolutní procentuální chyba 5,06 %, což svědčí o uspokojivém odhadu.

Do modelu by mohli manažeři spořitelů rovněž zahrnout náklady na reklamu, které se mi nepodařilo sehnat, jelikož jde o interní údaj spořitelů.

Model nám potvrzuje výchozí ekonomickou teorii, že na objem naspořené částky má vliv úroková sazba, kterou mohou manažeři spořitelů ovlivňovat jen do určité míry.

Fakt, že na objem naspořené částky působí i disponibilní důchod, tedy faktor průměrná měsíční mzda nebyl v modelech prokázán.

5 Diskuse a závěr

Sestavení modelů nebylo jednoduchou záležitostí, neboť bylo možné zkonstruovat velké množství modelů. Musím proto jen souhlasit s tvrzením, že sestavení vhodného modelu je uměním a vědou zároveň a najít vhodný model je převážně o zkušenostech ekonometra.

Byly sestaveny dva modely, jeden bez zahrnutí trendu a druhý s trendem. Pro sestavení vhodného modelu by rovněž mohlo být použito logaritmování, logaritmické diference anebo modely mnohorozměrných časových řad založené na Boxově-Jenkinsově metodologii např. VAR model (vektorový autoregresní model). B-J metodologie se však nedoporučuje používat pod 50 pozorování, což je náš případ.

Jako vhodnější se mi jeví druhý model, který zahrnuje čas, má vyšší koeficient determinace, je statisticky významný a zahrnuje statisticky významné proměnné diference úrokové sazby a diference nově uzavřených smluv. Tento model má bohužel špatné testy specifikace, ale to bych přisuzovala tomu, že ne všechny vlivy lze změřit a vyjádřit v číselných hodnotách, např. psychologické faktory. Rovněž stavební spořitelny ovlivňují objem naspořené částky prostřednictvím různých marketingových a reklamních kampaní a na objem naspořené částky mohou působit i další vlivy např. hospodářská krize. Časové řady jsou rovněž ze statistického hlediska poměrně krátké a proměnných, bylo zvoleno větší množství. Je samozřejmé, že s rostoucí délkou časové řady se zvětšuje množství informace pro její analýzu.

Manažeři stavebních spořitelen mohou ovlivňovat do určité míry výši úrokové sazby. Jak již bylo výše zmíněno, trh stavebních spořitelen vykazuje prvky oligopolní tržní struktury, kde většinou změna úrokové sazby u jedné stavební spořitelny by vyvolala odliv klientů k ostatním stavebním spořitelnám, a proto rozdíly v úrokových sazbách jednotlivých stavebních spořitelen nejsou nikterak zásadně výrazné.

Druhý z faktorů, počet nově uzavřených smluv, mohou manažeři rovněž ovlivňovat vhodnými marketingovými kampaněmi. Tyto kampaně jsou většinou celorepublikového charakteru prostřednictvím reklamy v televizním vysílání. Stavební spořitelny rovněž vydávají vlastní časopisy, kde klienty informují o novinkách na trhu a dalších skutečnostech.

Spořitelny také zavedly přístup k výpisům z účtů klienta prostřednictvím internetových stránek, čímž manažeři mohou docílit snížení režijních nákladů na poštovné a tisk těchto dokumentů (např. ČMSS, Raiffeisen stavební spořitelna, Wüstenrot, Buřinka). Některé zavedly biometrické podepisování smluv, čímž rovněž šetří přírodu a klient tak už doma nemusí skladovat žádné složky plně zbytečných papírů. Vše totiž najde ve svém internetovém servisu. Jednoduše, rychle a ekologicky. Biometrické podpisy dle platné české legislativy plně nahrazují podpisy vlastnoruční. Nasazení v praxi tak přináší výraznou úsporu nákladů, rychlou návratnost investic a zvýšení bezpečnosti.

Manažeři stavebních spořitelen by proto mohli dále rozvíjet právě online služby. Modernizace a elektronizace služeb poskytovaných stavebními spořitelnyami je jistě velkým tématem a bude vyžadovat delší časové období.

Kromě toho poskytují stavební spořitelny různé slevy a akční nabídky spojené s bydlením.

Sazby z vkladových účtů jsou v posledních letech velmi nízké, a proto se může zdát, že je lepší peníze utratit než spořit. Už nějaký čas žijeme v prostředí prakticky nulových úrokových sazeb. To světová ekonomika nepamatuje v celé své historii. V porovnání s běžnými účty, kde jsou často úroky nulové (např. FIO banka) anebo velmi nízké, je stavební spoření stále výhodnější variantou i pro klienty, kteří chtějí jen spořit a ne investovat. Žádný jiný produkt nenabízí více než tříprocentní výnos bez jakéhokoli rizika (při započítání státní podpory dosáhne klient u ČMSS po šesti letech spoření až 3,2 %, zdroj: Magazín Liška, 2/2016).

Tuto nevýhodu, že nejsou běžné účty úročeny, ale banky často kompenzují nulovými poplatky za bankovní operace a vedení účtu, kdežto u stavebního spoření si spořitelny buď měsíčně anebo ročně strhávají za vedení účtu a připsané úroky jsou následně ještě zdaněny 15 %. Stavební spoření, má oproti běžnému účtu, ale nespornou výhodu v poskytování státní podpory, která tak vlastně zvyšuje úrokovou sazbu na vkladovém účtu stavebního spoření.

Je dobré si rovněž povšimnout faktu, že stavební spoření sice v minulosti vynášelo na první pohled více než nyní, ale zároveň byla vyšší inflace. Z tohoto důvodu považují stavební spoření i nadále za atraktivní finanční produkt.

Daleko výhodnější je však stavební spoření pro klienty co uvažují o řádném anebo překlenovacím úvěru, kde jim stavební spořitelna nabízí garantovanou úrokovou sazbu po celou dobu splácení a klient tak dopředu ví, kolik bude muset zaplatit. Neměnné podmínky tak dávají účastníkům možnost dlouhodobého plánování. Je obtížné spekulovat, jaké úrokové sazby budou na trhu za několik let; je však velmi pravděpodobné, že budou vyšší než dnes. Sjednáním smlouvy v době nízkých úrokových sazeb si tak klient může vytvořit nárok na získání úvěru s nízkou úrokovou sazbou v době, kdy sazby opět porostou.

Rovněž bych viděla výhodu v tom, že klient je zvyklý pravidelně spořit a proto je předpoklad, že v případě poskytnutí úvěru bude i řádně a včas splácet. U hypotečních úvěrů je úroková sazba zpravidla garantována na dobu kratší než 5 let a klient tak neví, kolik bude muset následně splácet a jelikož mnohdy nikdy nespořil, snadněji se může dostat do platební neschopnosti, která může skončit v krajním případě až prodejem financované nemovitosti, kterou spořitelny v případě poskytnutí úvěrů na vyšší částky požadují jako zástavu. Zástava se rovněž zapisuje do veřejného seznamu katastru nemovitostí a po řádném splacení úvěru je spořitelnou vydán doklad sloužící ke zrušení tohoto zápisu.

Pro úplnost je nutno také podotknout, že stavební spoření neslouží jen osobám fyzickým, ale i právnickým. To jsou různá bytová družstva a společenství vlastníků jednotek (SVJ), která tak mohou získat výhodný úvěr na opravy a rekonstrukce budov anebo pouze ukládat prostředky z fondu oprav na vkladový

účet stavebního spoření a následně je k opravám použit. U SVJ se proto domnívám, že je výhodnější stavební spoření než hypotéka.

Určitě by bylo zajímavé srovnání, jak se vyvíjí stavební spoření ve vztahu k hypotečním úvěrům, případně oddělit spoření pro fyzické a právnické osoby.

Je logické, že je v zájmu stavebních spořitelen, aby přebytek vkladů nad úvěry nebyl příliš vysoký a pokud je dlouhodobě zřetelný přebytek zdrojů, mohou manažeři stavebních spořitelen úpravou tarifu ovlivnit poměr mezi vklady a úvěry. Stavební spořitelny postupně rozšířily portfolio svých služeb, jde např. o investiční a rizikové životní pojištění, pojištění majetku a odpovědnosti, doplňkové penzijní spoření a další. Přistupují tedy ke klientům komplexněji a mohou jim tak poskytnout finanční servis šitý tzv. na míru.

Jelikož se každý člověk nachází v jiném období svého životního cyklu, tak jsou jeho potřeby rozdílné. Spoření proto můžeme rovněž vzít jako vhodný prostředek pro zajištění bydlení vlastním dětem, pro zajištění financování jejich studia, pro zabezpečení na stáří, pro pořízení vlastního automobilu anebo jiných větších životních investic.

Nesmíme však opomenout, že stavební spořitelny jsou stejně jako jiné podnikatelské subjekty organizacemi ziskovými, a proto je pochopitelné, že cílem jejich snažení je dosahování zisku, jinak by neexistovaly.

6 Seznam použité literatury

- ADAMEC, V., STŘELEČEK, L., HAPMEL, D. *Ekonomie I*. 1. vydání. Brno: MZLU, 2013. 162 s. ISBN 978-80-7375-703-8.
- ARTL, J. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. 1. vydání. Praha: Grada Publishing, 1999. 307 s. ISBN 80-7169-539-4.
- ARTL, J., ARTLOVÁ, M. *Ekonomické časové řady*. 1. vydání. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- ARTL, J., ARTLOVÁ, M. *Příklady z analýzy ekonomických časových řad*. 1. vydání. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 1997. 147 s. ISBN 80-7079-056-3.
- ARTL, J., ARTLOVÁ, M., RUBÍKOVÁ, E. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. 2. vydání. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2004. 146 s. ISBN 80-245-0777-3.
- CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. 1. vydání. Praha: Ekopress, s.r.o., 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
- CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. 2. vydání. Praha: Ekopress, s.r.o., 2008, 2013. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
- DOUCHA, R. *Stavební spoření /výhody a rizika*. 1. vydání. Praha: Grada Publishing, 1995. 96 s. ISBN 80-7169-182-8.
- GUJARATI, D N. *Basic econometrics*. 4. vydání. Boston: McGraw Hill, 2003. 1002 s. ISBN 0-07-112342-3.
- HAPMEL, D., BLAŠKOVÁ, V., STŘELEČEK, L. *Ekonomie 2*. 2. vydání. Brno: MZLU, 2012. 144 s. ISBN 978-80-7375-664-2.
- HANČLOVÁ, J. *Ekonomické modelování – Klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vydání. Praha: Professional Publishing, 2012. 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.
- HOLMAN, R. *Makroekonomie, středně pokročilý kurz*. 1. vydání. Praha: C. H. Beck, 2004. 424 s. ISBN 80-7179-764-2.
- HOLMAN, R. *Mikroekonomie, středně pokročilý kurz*. 2. aktualizované vydání. Praha: C. H. Beck, 2007. 592 s. ISBN 978-80-7179-862-0.
- HOLUBEC, J., KRÁL, R. *Magazín Liška, čísla 1/2015, 2/2015, 2/2016*. Praha: Boomerang Communication, s.r.o..
- HUŠEK, R. *Aplikovaná ekonometrie – teorie a praxe*. 1. vydání. Praha: Professional Publishing, 2003. 263 s. ISBN 80-86419-29-0.
- HUŠEK, R. *Ekonomická analýza*. 1. vydání. Praha: Oeconomica, 2007. 368 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- KLIER, Č. *O spoření a spořitelnách*. Praha: F. Šimáček, 1914. Matice lidu. 237 s.
- KLÍNEK, P. *Ekonomie – studijní pomůcka pro distanční studium*. 3. vydání. Zlín: Univerzita Tomáše Bati, 2010. 158 s. ISBN 978-80-7318-942-6.

- KOČANDA, E., ČERNÝ, A. *Elements of time series econometrics: an applied approach*. Third edition. Praha: Karolinum Press, 2015. 220 pages. ISBN 978-80-246-3199-8.
- KOREC, E., KOVANDA, L. *Koupě bytu pod lupou, aneb, Jak úspěšně vybrat, financovat a koupit byt*. 1. vydání. Praha: Ekospol, 2014. 99 s. ISBN 978-80-260-7247-8.
- KRKOŠKOVÁ, Š., RÁČKOVÁ, A., ZOUHAR, J. *Základy ekonometrie v příkladech*. 2. vydání. Praha: Oeconomica, 2010. 276 s. ISBN 978-80-245-1708-7.
- LUKÁŠ, V., KIELAR, P. *Stavební spoření a stavební spořitelny*. 1. vydání. Praha: Ekopress, s.r.o., 2007. 84 s. ISBN 978-80-86929-30-9.
- LUKÁŠ, V., KIELAR, P. *Stavební spoření a stavební spořitelny*. II. vydání. Praha: Ekopress, s.r.o., 2014. 132 s. ISBN 978-80-87865-05-7.
- RUBÍKOVÁ, E., ARTL, J., ARTLOVÁ M., LIBIČOVÁ L. *Analýza časových radov /Zbierka príkladov/*. 1. vydání. Bratislava: Vydavateľství EKONÓM, 2001. 188 s. ISBN 80-225-1367-9.
- SYROVÝ, P. *Financování vlastního bydlení*. 1. vydání. Praha: Grada Publishing, spol. s r.o., 2000. 82 s. ISBN 80-7169-978-0.
- SYROVÝ, P. *Financování vlastního bydlení*. 3. vydání. Praha: Grada Publishing, spol. s r.o., 2000, 2001, 2003. 120 s. ISBN 80-247-0662-8.
- SYROVÝ, P. *Investování pro začátečníky*. 2. přepracované vydání. Praha: Grada Publishing, a.s., 2010. 105 s. ISBN 978-80-247-3486-6.
- VICHNAROVÁ, L., NOVÁKOVÁ, J. *Financování bydlení*. 1. vydání. Brno: ERA group spol. s r.o., 2007. 90 s. ISBN 978-80-7366-079-6.

Internetové zdroje:

- Firemní stránky ČMSS [online]. 2016 [cit. 2016-01-20]. Dostupné z WWW: <<http://www.cmss.cz/>>.
- Kniha Basic econometrics [online]. 2016 [cit. 2016-08-15]. Dostupné z WWW: <<http://docs.google.com/file/d/oB61KSjKBWIfscmdkSVF6VF9ONjA/edit?pref=2&pli=1>>.
- Stránky Českého statistického úřadu [online]. 2016 [cit. 2016-01-15]. Dostupné z WWW: <<http://www.czso.cz/>>.
- Stránky ČMSS [online]. 2016 [cit. 2016-10-13]. Dostupné z WWW: <<http://www.mojeliska.cz/>>.
- Stránky FIO banky [online]. 2016 [cit. 2016-10-15]. Dostupné z WWW: <<http://www.fio.cz/>>.
- Stránky Ministerstva financí ČR [online]. 2016 [cit. 2016-01-15]. Dostupné z WWW: <<http://www.mfcr.cz/>>.
- Stránky Ministerstva práce a sociálních věcí [online]. 2016 [cit. 2016-01-18]. Dostupné z WWW: <<http://www.mpsv.cz/cs/>>.
- Stránky Modré pyramidy [online]. 2016 [cit. 2016-10-17]. Dostupné z WWW: <<https://www.modrapyramida.cz/>>.
- Stránky o stavebním spoření, provozovatel Petr Kielar [online]. 2016 [cit. 2016-10-29]. Dostupné z WWW: <<http://www.stavebky.cz/>>.
- Stránky oficiálního portálu pro podnikání a export [online]. 2016 [cit. 2016-02-18]. Dostupné z WWW: <<http://www.businessinfo.cz/>>.
- Stránky Raiffeisen stavební spořitelny [online]. 2016 [cit. 2016-10-05]. Dostupné z WWW: <<http://www.rsts.cz/>>.
- Stránky výhod ČMSS [online]. 2016 [cit. 2016-10-18]. Dostupné z WWW: <<http://www.ziskejteulisky.cz/>>.
- Stránky Wüstenrot stavební spořitelny [online]. 2016 [cit. 2016-10-15]. Dostupné z WWW: <<https://www.wuestenrot.cz/>>.

Přílohy

A Původní vstupní data

	Proměnná Y	Proměnná X ₁	Proměnná X ₂	Proměnná X ₃	Proměnná X ₄	Proměnná X ₅	Proměnná X ₆	Proměnná X ₇	Proměnná X ₈
Rok	Objem naspořené částky (mld.Kč)	Míra inflace (%)	HDP na 1 obyv.ČR (v Kč)	Obecná míra neza- městna- nosti (%)	Průměrná měsíční mzda v Kč (na fyzické osoby)	Průměrná cílová částka u nově uzavřených smluv o st. spoření FO - občany (objem v tis. Kč)	Celkový přírůstek obyvatel v ČR (os.)	Úroková sazba vkladových úctů u ČMSS v %	Počet nově uzavřených smluv o st.sp. (ks)
1997	59,552	8,5	189 575	4,80	10 802	143,2	-10 012	3,00	530 176
1998	81,731	10,7	208 120	6,50	11 801	145,3	-9 504	3,00	638 232
1999	93,629	2,1	217 577	8,70	12 797	144,2	-11 523	3,00	906 867
2000	110,400	3,9	230 969	8,80	12 831	139,4	-11 552	3,00	1 115 926
2001	133,309	4,7	250 649	8,10	13 914	136,9	-25 591	3,00	1 373 258
2002	180,190	1,8	262 199	7,30	15 000	146,7	-3 167	3,00	1 293 890
2003	236,815	0,1	274 579	7,80	15 906	200,5	8 186	2,00	2 097 338
2004	287,077	2,8	299 567	8,30	16 930	222,8	9 122	2,00	314 650
2005	328,987	1,9	318 345	7,90	17 760	227,9	30 502	2,00	430 233
2006	359,848	2,5	341 604	7,10	18 912	235,8	36 110	1,00	516 385
2007	384,880	2,8	371 204	5,30	20 280	284,9	93 941	1,00	579 730
2008	401,061	6,3	384 992	4,40	21 887	302,8	86 412	1,00	705 463
2009	415,150	1,0	373 810	6,70	22 609	308,7	39 271	1,00	575 292
2010	430,122	1,5	375 921	7,30	23 105	300,5	25 957	1,00	532 765
2011	433,433	1,9	383 218	6,70	23 627	346,2	18 714	1,00	410 461
2012	434,986	3,3	384 575	7,00	24 252	366,1	10 680	1,00	433 093
2013	429,110	1,4	387 900	7,00	24 221	370,8	-3 706	1,00	449 588
2014	413,576	0,4	404 843	6,10	24 768	336,0	25 856	1,00	481 439

Tab. 21 Původní vstupní data (zdroj: vlastní zpracování)

B Test stacionarity

✚ Závislá proměnná Y_NASPOŘENÁ ČÁSTKA

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NASPOŘENÁ_CASTKA
s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) NASPOŘENÁ_CASTKA
(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1 - L) y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,346

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0154892

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -1,66893$

asymptotická p-hodnota 0,09003

AIC: 118,262 BIC: 119,807 HQC: 118,341

test s konstantou

model: $(1 - L) y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,213

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0417152

testovací statistika: $\tau_c(1) = -2,40559$

asymptotická p-hodnota 0,1401

AIC: 116,89 BIC: 119,208 HQC: 117,009

s konstantou a trendem

model: $(1 - L) y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,399

zpožděné difference: $F(3, 8) = 6,850 [0,0134]$

odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0731569

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = 0,731921$

asymptotická p-hodnota 0,9997

AIC: 96,2178 BIC: 100,052 HQC: 95,8629

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: NASPOŘENÁ_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	47,6819	21,8745	2,180	0,0446 **
Time	25,4712	2,02086	12,60	1,01e-09 ***

AIC: 189,585 BIC: 191,365 HQC: 189,83

Robustní odhad rozptylu: 3088,93

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 214371

test KPSS pro NASPOŘENÁ_CASTKA (včetně trendu)

T = 18

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,214197

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,205

P-hodnota < 0.01

1. difference

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_NASPORENA_CASTKA

s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) d_NASPORENA_CASTKA

(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 15

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty

model: $(1 - L)y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,107

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0671446

testovací statistika: tau_nc (1) = -0,87287

asymptotická p-hodnota 0,3381

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2000 - 2014 (T = 15)

Závisle proměnná: d_d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
d_NASPORENA_CA~_1	-0,0671446	0,0769239	-0,8729	0,3381
d_d_NASPORENA_~_1	0,508871	0,235541	2,160	0,0500 **

AIC: 109,322 BIC: 110,738 HQC: 109,307

test s konstantou

model: $(1 - L)y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,557

zpožděné difference: F (4, 6) = 1,838 [0,2407]

odhadovaná hodnota (a - 1): 0,088243

testovací statistika: tau_c (1) = 0,608414

asymptotická p-hodnota 0,99

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2003 - 2014 (T = 12)
Závisle proměnná: d_d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-7,21408	4,37835	-1,648	0,1505
d_NASPORENA_CA~_1	0,0882430	0,145038	0,6084	0,9900
d_d_NASPORENA_~_1	0,209141	0,235129	0,8895	0,4080
d_d_NASPORENA_~_2	-0,135604	0,221024	-0,6135	0,5621
d_d_NASPORENA_~_3	0,0724852	0,235059	0,3084	0,7682
d_d_NASPORENA_~_4	-0,365003	0,227420	-1,605	0,1596

AIC: 78,5243 BIC: 81,4338 HQC: 77,4471

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,336

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,32097

testovací statistika: tau_ct (1) = -2,80497

asymptotická p-hodnota 0,1954

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2000 - 2014 (T = 15)
Závisle proměnná: d_d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	24,7538	6,99980	3,536	0,0047 ***
d_NASPORENA_CA~_1	-0,320970	0,114429	-2,805	0,1954
d_d_NASPORENA_~_1	0,435495	0,198237	2,197	0,0504 *
Time	-1,66681	0,468459	-3,558	0,0045 ***

AIC: 101,477 BIC: 104,31 HQC: 101,447

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 (T = 17)

Závisle proměnná: d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	44,2491	9,07875	4,874	0,0002 ***
Time	-2,34241	0,815296	-2,873	0,0116 **

AIC: 145,365 BIC: 147,031 HQC: 145,53

Robustní odhad rozptylu: 419,828

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 22885,6

test KPSS pro d_NASPORENA_CASTKA (včetně trendu)

T = 17

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,188622

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,204

Interpolovaná p-hodnota 0,021

2. difference

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_d_NASPORENA_CASTKA

s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) d_d_NASPORENA_CASTKA
(max was 5, criterion modified AIC)

počet pozorování 14

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstantymodel: $(1 - L) y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,058

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,490983

testovací statistika: tau_nc (1) = -1,72427

asymptotická p-hodnota 0,08031

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2001 - 2014 (T = 14)

Závisle proměnná: d_d_d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
d_d_NASPORENA_~_1	-0,490983	0,284747	-1,724	0,0803 *
d_d_d_NASPOREN~_1	0,107671	0,271660	0,3963	0,6988

AIC: 102,385 BIC: 103,663 HQC: 102,267

test s konstantoumodel: $(1 - L) y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,096

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,5259

testovací statistika: tau_c (1) = -1,78354

asymptotická p-hodnota 0,3892

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2001 - 2014 (T = 14)

Závisle proměnná: d_d_d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-1,73168	2,42902	-0,7129	0,4907
d_d_NASPORENA~_1	-0,525900	0,294864	-1,784	0,3892
d_d_d_NASPOREN~_1	0,128025	0,278869	0,4591	0,6551

AIC: 103,753 BIC: 105,67 HQC: 103,575

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,121

zpožděné diference: F (2, 8) = 1,759 [0,2328]

odhadovaná hodnota (a - 1): -1,21948

testovací statistika: tau_ct (1) = -2,97692

asymptotická p-hodnota 0,1387

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2002 - 2014 (T = 13)

Závisle proměnná: d_d_d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	15,2799	9,60673	1,591	0,1504
d_d_NASPORENA~_1	-1,21948	0,409644	-2,977	0,1387
d_d_d_NASPOREN~_1	0,496359	0,331786	1,496	0,1730
d_d_d_NASPOREN~_2	0,449983	0,265987	1,692	0,1292
Time	-1,53706	0,808609	-1,901	0,0938 *

AIC: 95,0647 BIC: 97,8895 HQC: 94,4841

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1999 - 2014 (T = 16)
 Závisle proměnná: d_d_NASPORENA_CASTKA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	6,83172	5,57434	1,226	0,2406
Time	-0,875122	0,486105	-1,800	0,0934 *

AIC: 117,45 BIC: 118,995 HQC: 117,529

Robustní odhad rozptylu: 89,6953

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 1612,26

test KPSS pro d_d_NASPORENA_CASTKA (včetně trendu)

T = 16

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,0702142

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,126 0,150 0,203

P-hodnota > 0.10

✚ Nezávislá proměnná X₁_INFLACE

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro INFLACE

s použitím 3 zpožděných proměnných (1 - L) INFLACE
 (max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 14

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty

model: $(1 - L) y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,110

zpožděné difference: F (3, 10) = 1,346 [0,3145]

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,33007

testovací statistika: tau_nc (1) = -1,69013

asymptotická p-hodnota 0,08621

AIC: 61,9163 BIC: 64,4725 HQC: 61,6796

test s konstantou

model: $(1 - L) y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,006

zpožděné difference: F (3, 9) = 0,742 [0,5532]

odhadovaná hodnota (a - 1): -1,17026

testovací statistika: tau_c (1) = -2,33868

asymptotická p-hodnota 0,1598

AIC: 59,6336 BIC: 62,8289 HQC: 59,3378

s konstantou a trendem

model: $(1 - L) y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,066

odhadovaná hodnota (a - 1): -1,18165

testovací statistika: tau_ct (1) = -4,92062

asymptotická p-hodnota 0,0001

AIC: 65,3692 BIC: 68,4595 HQC: 65,5274

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: INFLACE

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	6,00784	1,16732	5,147	9,75e-05 ***
Time	-0,295562	0,107842	-2,741	0,0145 **

AIC: 84,0827 BIC: 85,8635 HQC: 84,3283

Robustní odhad rozptylu: 5,72835

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 229,708

test KPSS pro INFLACE (včetně trendu)

T = 18

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,123766

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,205

P-hodnota > 0.10

Nezávislá proměnná X₂_HDP na 1 obyvatele ČR

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro HDP_OBYV

s použitím 3 zpožděných proměnných (1 - L) HDP_OBYV

(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 14

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty

model: $(1 - L)y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,183

zpožděné difference: F (3, 10) = 2,823 [0,0931]

odhadovaná hodnota (a - 1): 0,00825132

testovací statistika: tau_nc (1) = 0,564001

asymptotická p-hodnota 0,8381

AIC: 301,569 BIC: 304,126 HQC: 301,333

test s konstantou

model: $(1 - L)y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,114

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0406197

testovací statistika: tau_c (1) = -1,04737

asymptotická p-hodnota 0,7383

AIC: 341,153 BIC: 343,471 HQC: 341,272

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,018

zpožděné diference: $F(2, 10) = 2,050 [0,1794]$

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,235774

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,17785$

asymptotická p-hodnota 0,914

AIC: 320,824 BIC: 324,364 HQC: 320,786

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: HDP_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	187945	9076,24	20,71	5,60e-013 ***
Time	13313,7	838,502	15,88	3,25e-011 ***

AIC: 406,596 BIC: 408,377 HQC: 406,842

Robustní odhad rozptylu: 5,4201e+008

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 3,4436e+010

test KPSS pro HDP_OBYV (včetně trendu)

T = 18

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,196092

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,205

Interpolovaná p-hodnota 0,016

1. diference

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_HDP_OBYV

s použitím 2 zpožděných proměnných $(1 - L)d_HDP_OBYV$

(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 14

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1 - L)y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,188

zpožděné diference: $F(2, 11) = 2,121 [0,1663]$

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,137478

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -0,773318$

asymptotická p-hodnota 0,3814

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2001 - 2014 (T = 14)
Závisle proměnná: d_d_HDP_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
d_HDP_OBYV_1	-0,137478	0,177777	-0,7733	0,3814
d_d_HDP_OBYV_1	-0,0434655	0,272930	-0,1593	0,8764
d_d_HDP_OBYV_2	-0,530198	0,258450	-2,051	0,0648 *

AIC: 300,008 BIC: 301,925 HQC: 299,83

test s konstantou

model: $(1 - L)y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,170

zpožděné diference: $F(5, 4) = 0,792 [0,6062]$

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: 0,0685451

testovací statistika: $\tau_c(1) = 0,0405051$

asymptotická p-hodnota 0,9611

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2004 - 2014 (T = 11)

Závisle proměnná: d_d_HDP_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-3775,98	27205,6	-0,1388	0,8963
d_HDP_OBYV_1	0,0685451	1,69226	0,04051	0,9611
d_d_HDP_OBYV_1	-0,154819	1,49407	-0,1036	0,9225
d_d_HDP_OBYV_2	-0,537216	1,22741	-0,4377	0,6842
d_d_HDP_OBYV_3	-0,236703	1,45317	-0,1629	0,8785
d_d_HDP_OBYV_4	-0,205969	0,937683	-0,2197	0,8369
d_d_HDP_OBYV_5	-0,787503	1,28501	-0,6128	0,5731

AIC: 240,922 BIC: 243,707 HQC: 239,166

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,183

zpožděné diference: $F(2, 9) = 1,058 [0,3866]$

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,658836

testovací statistika: tau_ct (1) = -1,46265

asymptotická p-hodnota 0,8423

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2001 - 2014 (T = 14)

Závisle proměnná: d_d_HDP_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	16227,6	14209,2	1,142	0,2829
d_HDP_OBYV_1	-0,658836	0,450441	-1,463	0,8423
d_d_HDP_OBYV_1	0,220636	0,351195	0,6282	0,5455
d_d_HDP_OBYV_2	-0,283391	0,329984	-0,8588	0,4127
Time	-713,902	843,794	-0,8461	0,4194

AIC: 301,718 BIC: 304,913 HQC: 301,422

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 (T = 17)

Závisle proměnná: d_HDP_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	20258,0	5311,44	3,814	0,0017 ***
Time	-759,522	476,981	-1,592	0,1322

AIC: 362,002 BIC: 363,668 HQC: 362,168

Robustní odhad rozptylu: 1,08572e+008

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 2,91547e+009

test KPSS pro d_HDP_OBYV (včetně trendu)

T = 17

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,0929166

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,204

P-hodnota > 0.10

Nezávislá proměnná X₃ OBECNÁ MÍRA NEZAMĚSTNANOSTI v %

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NEZAM

s použitím 2 zpožděných proměnných (1 - L) NEZAM

(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 15

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty

model: $(1 - L) y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,050

zpožděné diference: $F(2, 12) = 2,576 [0,1172]$

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0210869

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -0,679288$

asymptotická p-hodnota 0,4231

AIC: 40,5489 BIC: 42,673 HQC: 40,5263

test s konstantou

model: $(1 - L) y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,013

zpožděné diference: $F(2, 11) = 2,105 [0,1683]$

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,389727

testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,45023$

asymptotická p-hodnota 0,559

AIC: 40,1527 BIC: 42,9849 HQC: 40,1225

s konstantou a trendem

model: $(1 - L) y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,061

zpožděné diference: $F(2, 10) = 2,674 [0,1174]$

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,673245

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -2,05841$

asymptotická p-hodnota 0,5685

AIC: 39,4461 BIC: 42,9863 HQC: 39,4084

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: NEZAM

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	7,51634	0,613525	12,25	1,52e-09 ***
Time	-0,0555212	0,0566800	-0,9796	0,3419

AIC: 60,9258 BIC: 62,7065 HQC: 61,1713

Robustní odhad rozptylu: 1,97324

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 55,0407

test KPSS pro NEZAM (včetně trendu)

T = 18

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,0860914

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,205

P-hodnota > 0.10

✚ Nezávislá proměnná X₄_PRŮMĚRNÁ MĚSÍČNÍ MZDA v Kč (na fyzické osoby)

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRUM_MZDA
s použitím 2 zpožděných proměnných (1 - L) PRUM_MZDA
(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 15

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1 - L) y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,039

zpožděné difference: $F(2, 12) = 2,050 [0,1714]$

odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0130297

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = 0,81046$

asymptotická p-hodnota 0,8871

AIC: 231,301 BIC: 233,425 HQC: 231,278

test s konstantou

model: $(1 - L) y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,005

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0259997

testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,01798$

asymptotická p-hodnota 0,7491

AIC: 242,195 BIC: 244,513 HQC: 242,313

s konstantou a trendem

model: $(1 - L) y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,094

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,306648

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,21192$

asymptotická p-hodnota 0,9073

AIC: 242,618 BIC: 245,709 HQC: 242,776

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: PRUM_MZDA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	9896,69	319,929	30,93	1,06e-015 ***
Time	896,266	29,5564	30,32	1,45e-015 ***

AIC: 286,165 BIC: 287,945 HQC: 286,41

Robustní odhad rozptylu: 623938

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 2,8323e+007

test KPSS pro PRUM_MZDA (včetně trendu)

T = 18

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,140105
 10% 5% 1%
 Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,205
 Interpolovaná p-hodnota 0,070

Nezávislá proměnná X₅ PRŮMĚRNÁ CÍLOVÁ ČÁSTKA U NOVĚ UZAVŘENÝCH SMLUV (objem v tis. Kč)

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro PRUM_CC
 s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) PRUM_CC
 (max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 16
 nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty

model: $(1 - L) y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,069
 odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0248659
 testovací statistika: tau_nc (1) = 0,795545
 asymptotická p-hodnota 0,8844
 AIC: 149,402 BIC: 150,948 HQC: 149,482

test s konstantou

model: $(1 - L) y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,026
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0688495
 testovací statistika: tau_c (1) = -0,909625
 asymptotická p-hodnota 0,7859
 AIC: 149,298 BIC: 151,616 HQC: 149,417

s konstantou a trendem

model: $(1 - L) y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,049
 zpožděné difference: F (6, 2) = 8,682 [0,1069]
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0637871
 testovací statistika: tau_ct (1) = -0,0463129
 asymptotická p-hodnota 0,9957

AIC: 76,8316 BIC: 80,4127 HQC: 74,5743

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: PRUM_CC

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	93,8000	11,4044	8,225	3,86e-07 ***
Time	15,6158	1,05359	14,82	9,14e-011 ***

AIC: 166,137 BIC: 167,918 HQC: 166,383

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: PRIRUSTEK_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-9564,12	14538,9	-0,6578	0,5200
Time	2817,84	1343,16	2,098	0,0521 *

AIC: 423,558 BIC: 425,339 HQC: 423,803

Robustní odhad rozptylu: 1,31784e+009

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 6,69218e+010

test KPSS pro PRIRUSTEK_OBYV (včetně trendu)

T = 18

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,156732

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,205

Interpolovaná p-hodnota 0,045

1. difference

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_PRIRUSTEK_OBYV

s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) d_PRIRUSTEK_OBYV

(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 15

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstantymodel: $(1 - L) y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,001

odhadovaná hodnota (a - 1): -1,02361

testovací statistika: tau_nc (1) = -2,69265

asymptotická p-hodnota 0,00688

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2000 - 2014 (T = 15)

Závisle proměnná: d_d_PRIRUSTEK_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
d_PRIRUSTEK_OB~_1	-1,02361	0,380152	-2,693	0,0069 ***
d_d_PRIRUSTEK_~_1	0,158155	0,296710	0,5330	0,6030

AIC: 348,088 BIC: 349,504 HQC: 348,072

test s konstantoumodel: $(1 - L) y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,003

odhadovaná hodnota (a - 1): -1,03194

testovací statistika: tau_c(1) = -2,6218

asymptotická p-hodnota 0,08849

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2000 - 2014 (T = 15)

Závisle proměnná: d_d_PRIRUSTEK_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	2668,75	6657,79	0,4008	0,6956
d_PRIRUSTEK_OB~_1	-1,03194	0,393600	-2,622	0,0885 *
d_d_PRIRUSTEK_~_1	0,165639	0,307347	0,5389	0,5998

AIC: 349,888 BIC: 352,012 HQC: 349,865

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,020

odhadovaná hodnota (a - 1): -1,09753

testovací statistika: tau_ct(1) = -2,56504

asymptotická p-hodnota 0,2966

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2000 - 2014 (T = 15)

Závisle proměnná: d_d_PRIRUSTEK_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	11798,0	19765,8	0,5969	0,5627
d_PRIRUSTEK_OB~_1	-1,09753	0,427883	-2,565	0,2966
d_d_PRIRUSTEK_~_1	0,191131	0,321718	0,5941	0,5645
Time	-825,324	1675,23	-0,4927	0,6319

AIC: 351,561 BIC: 354,393 HQC: 351,531

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 (T = 17)

Závisle proměnná: d_PRIRUSTEK_OBYV

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	6205,47	12871,6	0,4821	0,6367
Time	-409,559	1155,90	-0,3543	0,7280

AIC: 392,097 BIC: 393,764 HQC: 392,263

Robustní odhad rozptylu: 5,16402e+008

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 1,20142e+010

test KPSS pro d_PRIRUSTEK_OBYV (včetně trendu)

T = 17

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,0805026

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,204

P-hodnota > 0.10

Nezávislá proměnná X₇_ ÚROKOVÁ SAZBA Z VKLADOVÝCH ÚČTŮ U ČMSS v %

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro UROKOVA_SAZBA

s použitím 3 zpožděných proměnných (1 - L) UROKOVA_SAZBA

(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 14

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstantymodel: $(1 - L)y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,071

zpožděné diference: F(3, 10) = 0,981 [0,4402]

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,104478

testovací statistika: tau_nc(1) = -1,79546

asymptotická p-hodnota 0,06906

AIC: 12,548 BIC: 15,1043 HQC: 12,3114

test s konstantoumodel: $(1 - L)y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,058

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,105263

testovací statistika: tau_c(1) = -1,0556

asymptotická p-hodnota 0,7353

AIC: 14,3527 BIC: 16,6705 HQC: 14,4714

s konstantou a trendemmodel: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,012
 zpožděné diference: $F(2, 10) = 0,018 [0,9827]$
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,282799
 testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -0,756309$
 asymptotická p-hodnota 0,968

AIC: 17,3586 BIC: 20,8989 HQC: 17,3209

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)

Závisle proměnná: UROKOVA_SAZBA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	3,33333	0,191292	17,43	7,92e-012 ***
Time	-0,157895	0,0176724	-8,935	1,29e-07 ***

AIC: 18,9707 BIC: 20,7515 HQC: 19,2163

Robustní odhad rozptylu: 0,211176

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 10,6667

test KPSS pro UROKOVA_SAZBA (včetně trendu)

T = 18

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,155897

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,205

Interpolovaná p-hodnota 0,046

1. diference

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro $d_UROKOVA_SAZBA$

s použitím 2 zpožděných proměnných $(1 - L) d_UROKOVA_SAZBA$

(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 14

nulová hypotéza jednotkového kořenu: $a = 1$

test bez konstanty

model: $(1 - L) y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,000

zpožděné diference: $F(2, 11) = 1,833 [0,2055]$

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,5

testovací statistika: $\tau_{nc}(1) = -1,10554$

asymptotická p-hodnota 0,2447

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2001 - 2014 (T = 14)
Závisle proměnná: d_d_UROKOVA_SAZBA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
d_UROKOVA_SAZBA_1	-0,500000	0,452267	-1,106	0,2447
d_d_UROKOVA_SA~_1	-0,500000	0,369274	-1,354	0,2029
d_d_UROKOVA_SA~_2	-0,500000	0,261116	-1,915	0,0819 *

AIC: 14,46 BIC: 16,3772 HQC: 14,2825

test s konstantou

model: $(1 - L)y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,023

zpožděné diference: $F(2, 10) = 1,061 [0,3822]$

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -0,875

testovací statistika: $\tau_c(1) = -1,45644$

asymptotická p-hodnota 0,5559

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2001 - 2014 (T = 14)
Závisle proměnná: d_d_UROKOVA_SAZBA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-0,125000	0,131101	-0,9535	0,3628
d_UROKOVA_SAZBA_1	-0,875000	0,600781	-1,456	0,5559
d_d_UROKOVA_SA~_1	-0,250000	0,454148	-0,5505	0,5941
d_d_UROKOVA_SA~_2	-0,375000	0,293151	-1,279	0,2297

AIC: 15,2418 BIC: 17,7981 HQC: 15,0052

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,112

zpožděné diference: $F(2, 9) = 1,170 [0,3535]$

odhadovaná hodnota $(a - 1)$: -1,04137

testovací statistika: $\tau_{ct}(1) = -1,74695$

asymptotická p-hodnota 0,7303

Rozšířená Dickey-Fullerova regrese

OLS, za použití pozorování 2001 - 2014 (T = 14)
Závisle proměnná: d_d_UROKOVA_SAZBA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-0,513204	0,327134	-1,569	0,1511
d_UROKOVA_SAZBA_1	-1,04137	0,596109	-1,747	0,7303
d_d_UROKOVA_SA~_1	-0,170775	0,444186	-0,3845	0,7096
d_d_UROKOVA_SA~_2	-0,351232	0,284556	-1,234	0,2483
Time	0,0316901	0,0246106	1,288	0,2300

AIC: 14,8745 BIC: 18,0698 HQC: 14,5787

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1998 - 2014 (T = 17)
Závisle proměnná: d_UROKOVA_SAZBA

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	-0,191176	0,187906	-1,017	0,3251
Time	0,00735294	0,0168744	0,4357	0,6692

AIC: 13,5212 BIC: 15,1876 HQC: 13,6868

Robustní odhad rozptylu: 0,0863271

Součet čtverců kumulovaných reziduí: 2,81618

test KPSS pro d_UROKOVA_SAZBA (včetně trendu)

T = 17

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,112879

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,204

P-hodnota > 0.10

🚩 Nezávislá proměnná X₈ POČET NOVĚ UZAVŘENÝCH SMLUV (ks)

Rozšířený Dickey-Fullerův test pro NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY

s použitím jedné zpožděné proměnné (1 - L) NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY
(max was 6, criterion modified AIC)

počet pozorování 16

nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty

model: $(1 - L)y = (a - 1) * y(-1) + \dots + e$

autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,027

odhadovaná hodnota (a - 1): -0,113532
 testovací statistika: tau_nc (1) = -0,806157
 asymptotická p-hodnota 0,367
 AIC: 466,406 BIC: 467,951 HQC: 466,485

test s konstantou

model: $(1 - L)y = b_0 + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,020
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,51259
 testovací statistika: tau_c (1) = -1,68362
 asymptotická p-hodnota 0,4397
 AIC: 465,966 BIC: 468,284 HQC: 466,085

s konstantou a trendem

model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 * t + (a - 1) * y(-1) + \dots + e$
 autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,066
 odhadovaná hodnota (a - 1): -0,870564
 testovací statistika: tau_ct (1) = -2,65854
 asymptotická p-hodnota 0,2542

AIC: 463,354 BIC: 466,444 HQC: 463,512

Regrese KPSS

OLS, za použití pozorování 1997 - 2014 (T = 18)
 Závisle proměnná: NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY

	Koeficient	Směrodatná chyba	T-podíl	P-hodnota
Konstanta	1,09899e+06	208393	5,274	7,57e-05 ***
Time	-37409,7	19252,2	-1,943	0,0698 *

AIC: 519,412 BIC: 521,192 HQC: 519,657

Robustní odhad rozptylu: 1,9688e+011
 Součet čtverců kumulovaných reziduí: 5,8209e+012
 test KPSS pro NOVE_UZAVRENE_SMLOUVY (včetně trendu)
 T = 18

Parametr řádu zpoždění = 1

Testovací statistika = 0,091252

10% 5% 1%

Kritické hodnoty: 0,125 0,150 0,205

P-hodnota > 0.10

C První a druhé diference

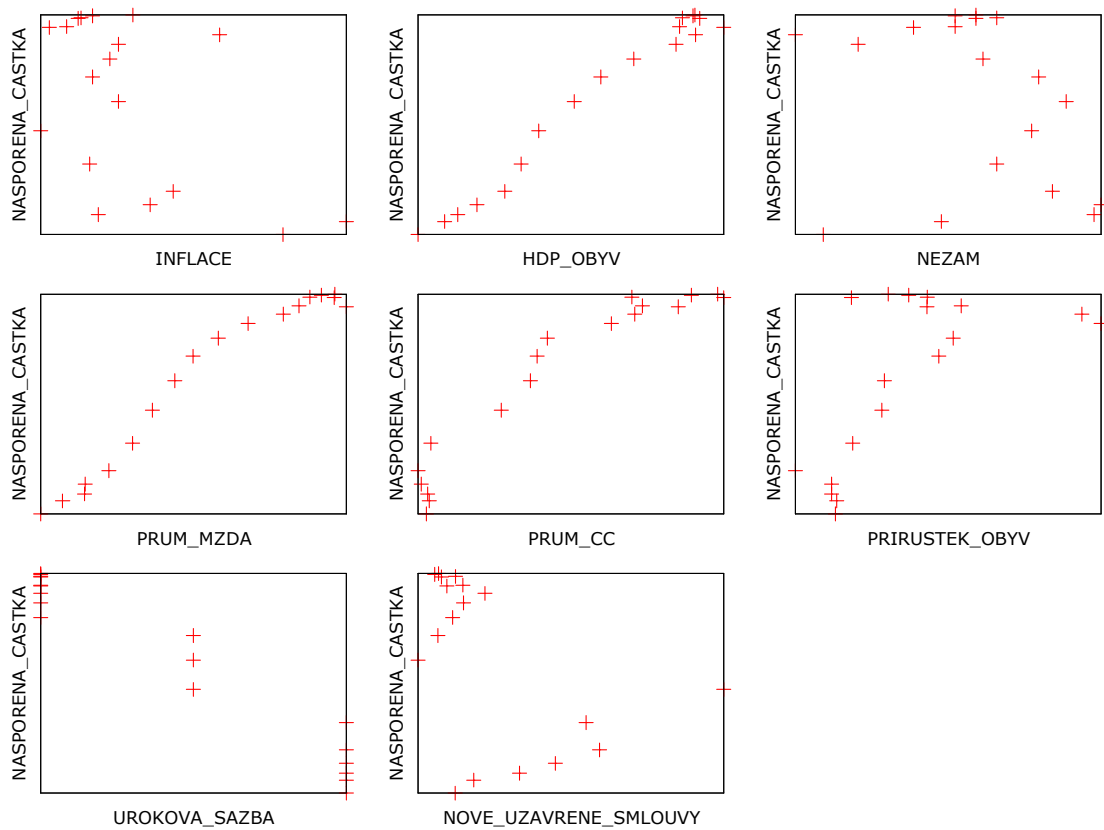
	Proměnná d_Y	Proměnná d_X ₁	Proměnná d_X ₂	Proměnná d_X ₃	Proměnná d_X ₄	Proměnná d_X ₅	Proměnná d_X ₆	Proměnná d_X ₇	Proměnná d_X ₈
Rok	Objem naspořené částky (mld.Kč)	Míra inflace (%)	HDP na 1 obyv.ČR (v Kč)	Obecná míra neza- městna- nosti (%)	Průměrná měsíční mzda v Kč (na fyzické osoby)	Průměrná cílová částka u nově uzavře- ných smluv o st. spoření FO - občany (objem v tis. Kč)	Celkový přírůstek obyvatel v ČR (os.)	Úroková sazba vkladov- ých účtů u ČMSS v %	Počet nově uzavřených smluv o st.sp. (ks)
1997
1998	22,179	2,20	18 545	1,70	999	2,10	508	0	108 056
1999	11,898	-8,60	9 457	2,20	996	-1,10	-2 019	0	268 635
2000	16,771	1,80	13 392	0,10	34	-4,80	-29	0	209 059
2001	22,909	0,80	19 680	-0,70	1 083	-2,50	-14 039	0	257 332
2002	46,881	-2,90	11 550	-0,80	1 086	9,80	22 424	0	-79 368
2003	56,625	-1,70	12 380	0,50	906	53,80	11 353	-1	803 448
2004	50,262	2,70	24 988	0,50	1 024	22,30	936	0	-1 782 688
2005	41,910	-0,90	18 778	-0,40	830	5,10	21 380	0	115 583
2006	30,861	0,60	23 259	-0,80	1 152	7,90	5 608	-1	86 152
2007	25,032	0,30	29 600	-1,80	1 368	49,10	57 831	0	63 345
2008	16,181	3,50	13 788	-0,90	1 607	17,90	-7 529	0	125 733
2009	14,089	-5,30	-11 182	2,30	722	5,90	-47 141	0	-130 171
2010	14,972	0,50	2 111	0,60	496	-8,20	-13 314	0	-42 527
2011	3,311	0,40	7 297	-0,60	522	45,70	-7 243	0	-122 304
2012	1,553	1,40	1 357	0,30	625	19,90	-8 034	0	22 632
2013	-5,876	-1,90	3 325	0,00	-31	4,70	-14 386	0	16 495
2014	-15,534	-1,00	16 943	-0,90	547	-34,80	29 562	0	31 851

Tab. 22 První diference dat časových řad (zdroj: vlastní zpracování)

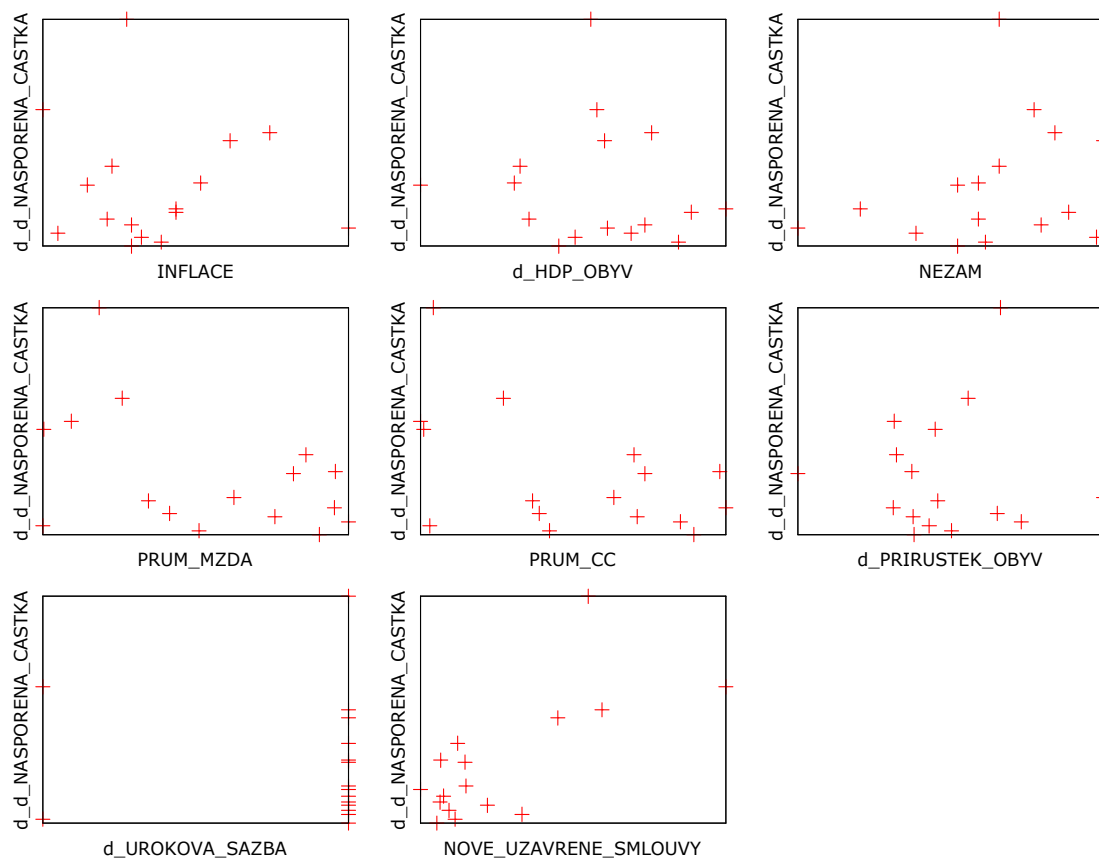
	Proměnná d d Y
Rok	Objem naspořené částky (mld. Kč)
1997	.
1998	.
1999	-10,281
2000	4,873
2001	6,138
2002	23,972
2003	9,744
2004	-6,363
2005	-8,352
2006	-11,049
2007	-5,829
2008	-8,851
2009	-2,092
2010	0,883
2011	-11,661
2012	-1,758
2013	-7,429
2014	-9,658

Tab. 23 Druhé diference proměnné Y (zdroj: vlastní zpracování)

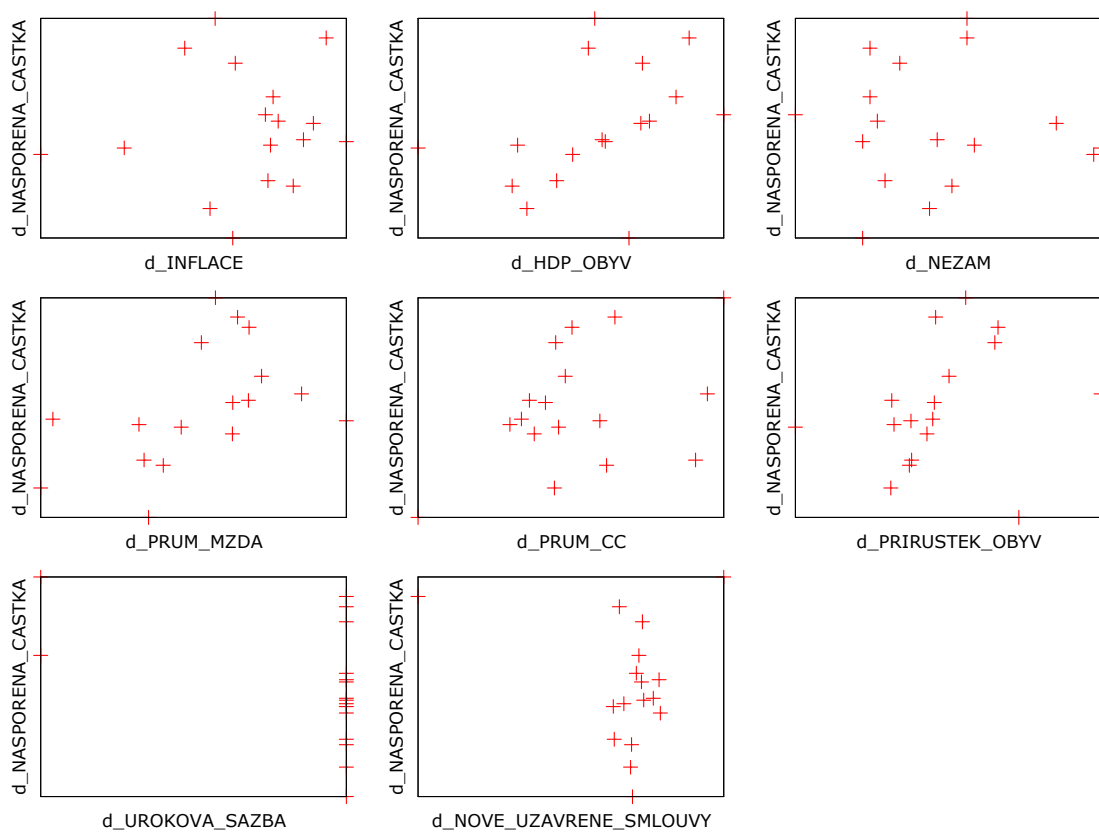
D XY bodové grafy



Obr. 25 XY bodové grafy původních dat



Obr. 26 XY bodové grafy diferencovaných dat u nestacionárních časových řad



Obr. 27 XY bodové grafy diferencovaných dat u všech časových řad