

VILNIAUS UNIVERSITETAS  
MATEMATIKOS IR INFORMATIKOS FAKULTETAS

Magistrinis darbas

**Lietuvos kredito rizikos apsikaitimo  
sandorių maržos ekonometrinė analizė**

**Econometric analysis of Lithunian credit default  
swaps**

Vilma Zavackaitė

VILNIUS 2015

**MATEMATIKOS IR INFORMATIKOS FAKULTETAS**  
**EKONOMETRINĖS ANALIZĖS KATEDRA**

Darbo vadovas: doc. Gediminas Murauskas \_\_\_\_\_

Darbo recenzentas: Lekt. Vytautas Maniušis \_\_\_\_\_

Darbas apgintas: \_\_\_\_\_

Darbas įvertintas: \_\_\_\_\_

Registravimo NR. \_\_\_\_\_

Įrašoma atidavimo į katedrą data \_\_\_\_\_

# Turinys

<b>1</b>	<b>Santrauka / Abstract</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Įvadas</b>	<b>4</b>
<b>3</b>	<b>Kredito rizikos apsikeitimo sandorių samprata</b>	<b>5</b>
<b>4</b>	<b>Ekonometrinė CDS analizė</b>	<b>9</b>
4.1	Duomenys . . . . .	9
4.1.1	CDS . . . . .	9
4.1.2	Išoriniai kintamieji . . . . .	12
4.1.3	Vidiniai kintamieji . . . . .	13
4.2	Kointegravimo problema . . . . .	13
4.3	Priežastingumas . . . . .	15
4.4	DCCA analizė . . . . .	16
4.5	Faktorinė analizė . . . . .	17
4.6	LSTAR modelio analizė . . . . .	19
<b>5</b>	<b>CDS vertinimas tarp Baltijos šalių</b>	<b>20</b>
5.1	Baltijos šalių CDS . . . . .	20
5.2	PSTR modelio analizė . . . . .	21
<b>6</b>	<b>Išvados</b>	<b>22</b>

# 1 Santrauka / Abstract

## Lietuvos kredito rizikos apsikeitimo sandorių maržos ekonometrinė analizė

### Santrauka

Šiame darbe tiriamos Lietuvos, Latvijos, Estijos šalių kredito rizikos apsikeitimo sandorių maržos ir lyginamos su akcijų biržos indikatoriumi. Pirma, tiriama Lietuvos kredito rizikos apsikeitimo sandorių maržos ir akcijų biržos indikatorių kointegruotumas, nustatyta, kad kintamieji nekointegruoja. Naudojant Toda-Yamamoto priežastingumo testą, buvo atskleista abipusė priklausomybė tarp Lietuvos kredito rizikos apsikeitimo sandorių maržų ir keleto akcijų. Norint iširti ar egzistuoja skerspjuvio koreliacija, naudojant nutrendinimo skerspjuvio koreliacijos koeficientą, nustatyta, kad kai tiriami diferencijuoti duomenys, esama šio pobūdžio koreliacija. Be to, atlikus Lietuvos kredito rizikos apsikeitimo sandorių maržos faktorinę analizę paaiškėjo, kad kredito rizikos apsikeitimo sandoriai labiau priklauso nuo išorinių kintamųjų (akcijų biržos) nei nuo vidinių (tokių kaip valstybės skolos procentas nuo bendro vidaus produkto (BVP), infliacijos ar nominalios palūkanų normos). Turint finansinius duomenis, kuriems būdinga nestacionarumas, o taip pat ir netiesiškumas, buvo pritaikyta logaritminę sklандаus perėjimo autoregresija Lietuvos kredito rizikos apsikeitimo sandorių maržoms tirti ir aptikti du režimai (krizinis ir po krizinis laikotarpiai), o perėjimo parametras parodė greitą perėjimą tarp režimų. Galiausiai buvo pritaikyta panelinė sklандаus perėjimo regresija šalių kredito rizikos apsikeitimo sandorių maržoms tirti, kuomet į sklандаus perėjimo autoregresijos modelį įtraukiamas ir šalies efektas. Pritaikius modelį buvo neatmesta nulinė hipotezė apie modelio tiesiškumą ir parametrams vertinti taikyta autoregresija.

**Raktiniai žodžiai :** Kredito rizikos apsikeitimo sandoriai, maržos, akcijų birža, kointegruotumas, priežastingumas, nutrendinta skerspjuvio koreliacijos analizė, faktorinė analizė, logaritminė sklандаus perėjimo autoregresijos funkcija, panelinė sklандаus perėjimo regresija, autoregresija.

## Econometric Analysis of Lithuanian Credit Default Swaps

### Abstract

This work examines Lithuania's, Estonia's and Latvia's Credit Default Swaps (CDS) spreads and compares them with stock market indexes. First, we examines co-integration

between Lithuania's CDS and stock market indexes, showed that there's no co-integrations between those variables. Second, by using Toda-Yamamoto causality test, has been shown bi-causality between Lithuania's CDS and some of the stock market indexes. Third, has been applied Detrended Cross-Correlation Analyses (DCCA) to explore cross-correlation between Lithuania's CDS and stock market indexes and shown that when using differentiated data, there's cross-correlation between Lithuania's CDS and stock market. Also, in this paper, has been used Factorial Analyses, and shown that Lithuania's CDS depend more on global variables than internal ( as percentage of Government Debt from GDP). By analysing financial data which is non-stationary and nonlinear were used Logarithmic Smooth Transition Autoregressive model for Lithuania's CDS and shown that there are two regime in the model (crisis and after crisis period), and transition between them is very fast. By using Panel Smooth Transition Regression for countries CDS where countries effect were included into a model. As a result, null hypothesis was not rejected and for the estimation used simple Autoregress.

**Key words :** Credit Default Swaps, CDS, stock market, cointegration, causality, Detrended Cross-Correlation Analyses, DCCA, Factor Analyses, Logarithmic Smooth Transition Autoregressive function, LSTAR, Panel Smooth Transition Regression, Autoregression, AR.

## 2 Įvadas

Siekiant išvengti likvidumo problemų, jau 1995 metais J.P. Morgan Chase & Co išleido pirmąsias kredito rizikos pasikeitimo sandorių maržas (angl. *Credit Default Swaps* (CDS)). Pastaruoju metu vis dažniau minima kredito rizikos apsisikeitimo sandorių (angl. Credit Default Swaps (trumpinys CDS)) svarba, kaip ekonominis ir finansinis šalies rodiklis. Per paskutinius dešimtmečius šalių CDS paklausa žymiai sustiprėjo, ypač po Lehman Brothers bankroto ir 2008 - 2009 metų krizės, kuri padidino kredito rizikos sandorių kainą kelis kartus, dėl staigaus paklausos padidėjimo. Todėl, šio darbo tikslas yra išanalizuoti CDS ir akcijų biržos indikatorių ryšius ir sudaryti CDS vertinimui tinkamus modelius, atsižvelgiant į duomenų struktūrą. Darbe naudojama faktorinė analizė, logaritmonė sklendaus perėjimo autoregresija (angl. *Logarithmic Smooth Transition Autoregression* (LSTAR)), panelinė sklendaus perėjimo regresija (angl. *Panel Smooth Transition Regression* (PSTR)). Pirmiausia, išanalizuojama kointegravimo galimybė tarp kintamųjų (t.y. tarp Lietuvos CDS ir akcijų biržos indikatorių), taip pat pritaikius Toda-Yamamoto (1995) priežastingumo testą, atskleistas abipusis priežastingumas tarp Lietuvos CDS ir keletos akcijų biržos indikatorių. Pritaikius faktorinę analizę paaiškėjo, kad Lietuvos CDS labiau priklauso nuo išorinių kintamųjų tokių kaip akcijų birža, nei nuo vidinių. Toliau taikant logaritminę sklendaus perėjimo autoregresiją Lietuvos kredito rizikos apsisikeitimo sandorių maržoms tirti, nulinė hipotezė apie modelio tiesiškumą buvo atmesta ir aptikti du režimai (krizinis ir po krizinis laikotarpiai), o perėjimo parametras parodė greitą perėjimą tarp jų. Galiausiai buvo pritaikyta panelinė sklendaus perėjimo regresija šalių kredito rizikos apsisikeitimo sandorių maržoms tirti, kuomet į sklendaus perėjimo autoregresijos modelį įtraukiamas ir šalies efektas. Pritaikius modelį buvo neatmesta nulinė hipotezė apie modelio tiesiškumą ir parametrams vertinti taikyta autoregresija.

Valstybinių kredito rizikos sandorių rinka yra neatsiejama nuo šalies vertybinių popierių palūkanų normos, tačiau iš tiesų, CDS rinka yra kur kas likvidesnė, nei vertybinių popierių rinka, kas skatina prekybos intensyvumą, taip pat V. Lapinskas (2011) atskleidė šalies CDS priklausomybę nuo tarpbankinės VILBOR palūkanų normos, kas turi įtakos vidiniams šalies faktoriams: nominaliai palūkanų normai, vartojimui, BVP.

Privačių įmonių kredito rizikos apsisikeitimo sandorių priklausomybę jau nagrinėjo ne vienas autorius, praktikoje naudodami klasika tapusius VAR, VECM, ar įprastinę tiesinę regresiją. Alex YiHou Huang & Wen-Cheng Hu (2011) ištyrė 28 Jungtinių Amerikos Valstijų didžiausių kompanijų CDS ir pritaikę sklendaus perėjimo autoregresiją įrodė, jog esama du kainų režimai, siejami su kriziniu ir po kriziniu laikotarpiais ir kad naudojant šį modelį yra atsižvelgiama į duome-

nų struktūrinį pokytį .Fontana & Scheicher (2010), įrodė šalių CDS struktūrinį pokytį ir kainos kitimą po 2008 - 2009 metų krizės, ir krizės laikotarpiais. Todėl, norint vertinti Lietuvos CDS ,vertėtų atsižvelgti į tokias problemas kaip heteroskedastiškumas ir struktūrinis pokytis. Nagrinėjant akcijų biržos indikatorius, Kuang-Chung Hsu & Hui-Chu Chiang (2011) pasiūlė naudoti sklандаus perėjimo autoregresijos modelį (angl. smooth transition autoregressive model (trumpinys STAR)), autoriai parodė, kad esant netiesiškumui, daugeliu atvejų logaritminis sklандаus perėjimo autoregresijos modelis (angl. logharitmic smooth transition autoregressive model (trumpinys LSTAR)) veikia geriausiai, ir duoda statistiškai reikšmingus įverčius.

Norint rasti bendrumą tarp CDS ir akcijų biržos Fontana & Scheicher (2010) atskleidė faktorinės analizės svarbą, parodė, kad bendras veiksnys vaidina didelį vaidmenį į suverenių CDS palūkanų normų skirtumams ir kredito maržų variacijoms. Toks tvirtas bendro veiksnio egzistavimas euro zonos skolos vertybinių popierių rinkose yra stilizuotas faktas empirinėje literatūroje, o Sgherri & Zoli (2008) parodė, kad CDS ir akcijų birža yra veikiami to paties faktoriaus siejamo kartu su rizika ir rinkos svyravimais.

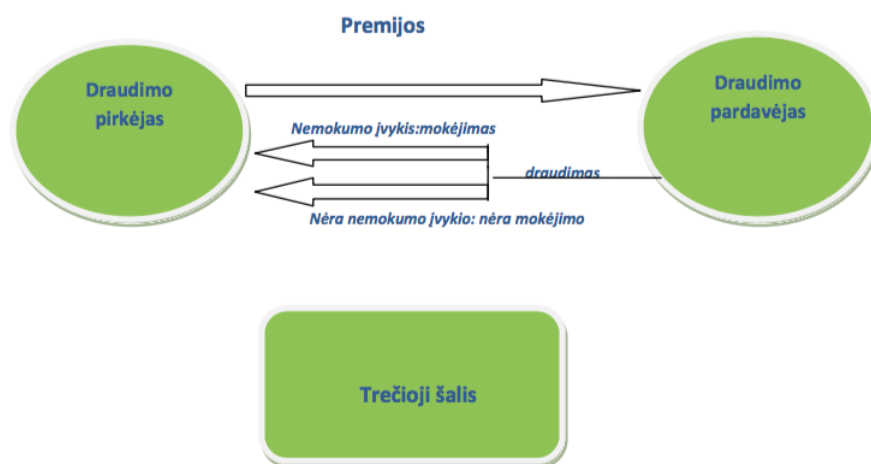
### 3 Kredito rizikos apsikeitimo sandorių samprata

Kredito rizikos sandoriai buvo išrasti dar X dešimtmečio pabaigoje, Wall Street'e ir pradėti naudoti kaip draudimo forma ir labiausiai paplito per finansinę krizę.

Kredito rizikos apsikeitimo sandoriai ( *CDS - credit default swap*) tai standartizuotas įrankis matuojant šalies ar kompanijos nemokumo riziką. Šiuo metu tokie investiniai vertybiniai popieriai yra paplitę visame pasaulyje, o ypač aktualūs jaunoms besivystančioms šalims. Lietuvos CDS įvertis yra vienas svarbiausių rodiklių rodantis ar teisinga linkme nukreipti Lietuvos vyriausybės veiksmai.

Iš esmės CDS - tai draudimo sandoris, kur viena sandorio šalis perka draudimą nuo trečios šalies nemokumo ir už tai moka premijas, tačiau esant nemokumui - gaus išmoką. Tuo tarpu, kita šalis - draudimą išrašo ir už tai gauna premijas, bet turės sumokėti draudimo sumą esant nemokumui. Toks sandoris vadinamas *kredito rizikos apsikeitimo sandoriu*, arba *apsikeitimo sandoriu*, nes draudimo pirkėjas šiuo sandoriu pakeičia trečios šalies nemokumo draudimo, išrašyto kredito rizika. Skirtingai nei daugelis kitų draudiminių įrankių, naudojamų draudimo rinkose, šie apsikeitimo sandoriai yra nereguliuojami. Remiantis šių apsikeitimo sandorių kaina, galima tikėtis įvertinti, kokia tikimybė, kad įvyks nemokumo įvykis. Taip pat šie sandoriai, jo dalyviams leidžia gauti potencialų pelną ir apsaugoti nuo galimų nuostolių. Nemokumą, trečios šalies atveju, galima įvardinti kaip (International Swaps and Derivative Association):

- Bankrotas;
- Vėlavimas mokėti palūkanas;
- Skolos atidėjimas arba anuliavimas;
- Akseleracija.



3.1 pav. Kredito rizikos apsikeitimo sandorio schema

Kredito rizikos apsikeitimo sandorio schema, pavaizduota 3.1 pav. rodo, kaip CDS paravėjas perima iš pirkėjo trečios šalies nemokumo riziką. Taip pat, galime pastebėti, jog trečios šalies nemokumo atveju, draudimo pirkėjas gauna kompensaciją, nustatytą pagal sutarties sąlygas. Egsituoja dviejų tipų kompensacija: *natūrinė* ir *grynųjų pinigų*.

*Natūrinė kompensacija* - draudimo pardavėjas sumoka apdraustajam vertybinio popieriaus nominalią vertę.

*Grynųjų pinigų* - kuomet draudėjas apdraustajam privalo sumokėti pradinės ir nemokumo įvykio verčių skirtumą.

Iš 3.1 pav. matyti kad visame procese trečioji šalis lieka nuošaly ir nedalyvauja apsikeitimo sandorio procese.

Taip pat pabandykime išskirti pagrindinius, neįvygdyto kredito apsikeitimo sandorio privalumus:

1. *Draudimasis nuo rizikos*. CDS veikia kaip priemonė bankams ir kitoms institucijoms, skirta apsaugoti nuo rizikos, esant kompanijos ar jos grupės skolininkų įsipareigojimų nevykdymu. Lyginant su paskolų sindikavimu, šios draudiminės priemonės kaštai yra mažesni. Taip pat esama



modifikacijų, susijusių su įvairia rizika, todėl platus šios priemonės naudojimas, gali suteikti naudą visai sistemai. Kaip pavyzdį, paimkime 2001 - 2002 metus, kuomet Juntinių Amerikos Valstijų (JAV) korporacijų krizės metu išvestiniai kredito vertybiniai popieriai turėjo teigiamą įtaką ir padėjo išvengti bankų krizės, nes daugelis kompanijų, tokių kaip Enron, WorldCom, buvo apsidraudę nuo rizikos naudojant šiuos išvestinius vertybinius popierius.

2. *Likvidumas ir kapitalo prieinamumas.* Kredito rizikos apsikeitimo sandoriai didina bankų sektoriaus likvidumą, suteigdami galimybę skolintis mažesne rizika. Sumažinę riziką, bankai tampa pajėgūs daugiau skolinti pinigų, tokiu būdu CDS suuteikia daugiau galimybių skolintis.
3. *Rinkos informacija apie kredito riziką.* Kaip žinia, CDS sandorių vertė puikiai tarnauja kaip signalizavimo funkcija, vertinant kompanijų ar šalies finansinę būklę lyginant su kitais kredito reitingais.
4. *Finansų sektoriaus stabilumas.* Skolos išvestiniai vertybiniai popieriai prisideda gerindami rizikos pasiskirstymą šalies ekonomikoje, taip pat gerina tiek bankų tiek pačios finansų sistemos stabilumą. Tarpsektorinis rizikos perskirstymas leidžia lengviau atlaikyti ekonomikos lėtėjimą, krizes ir ekonominius šokus, tampa lengviau išgyventi, nes su tuo susiję kaštai yra mažesni ir mažiau koncentruoti.

Nors CDS nauda akivaizdi, tačiau kredito rizikos apsikeitimo sandoriai turi ir neigiamų bruožų. Kaip pavyzdį, galima išskirti šiuos:

1. *Sumažėjęs bankų priežiūros vaidmuo.* Naudojant išvestinius kredito vertybinius popierius yra neutralizuojama bankų priežiūra apie įmonės skolininkės finansinę būklę, o sumažėjus kontrolei, gali atsirasti prielaidos skolininkams nesilaikyti reikiamos finansinės disciplinos.
2. *Kredito rizikos apsikeitimo sandorių rinkos nereguliavimas.* CDS kaip instrumentas, yra pakankamai nereguliuojamas, beveik neturi dokumentavimo praktikos, todėl gali atsirasti neaiškumų kiek rizikos prisiimta, kokia jos prigimtis ir šaltinis. Toks neapibrėžtumas gali turėti neigiamų pasekmių, pavyzdžiui, investuotojai, rinka ir kitos kompanijos - kreditorės nežino ar skolininkas apsidraudė skolos išvesnių vertybinių popierių pagalba ar ne. Taip pat atvejais, kuomet egzistuoja institucinės kultūros skirtumai tarp bankų ir draudimo fondų, arba kuomet įvyksta perpardavimas be ankstesnio pardavėjo sutikimo, nors ir remiantis Tarptautinės apsikeitimo sandorių ir išestinių vertybinių popierių asociacijos (ISDA) reglamentais, tokio dokumento pateikimas yra būtinas.

3. *Sisteminė rizika CDS rinkoje.* Didėjantis investuotojų, kurie apsidraudžia CDS pagalba, skaičius, esant menkiems pokyčiams CDS rinkoje, gali sukelti didžiules likvidumo problemas visoje finansų rinkų sistemoje.
4. *Didelė rinkos koncentracija.* Manoma, jog aukštas koncentracijos lygis yra laikinas dalykas, tačiau visgi didelė rinkos koncentracija gali kliudyti ekonomiškai optimaliai paskirstyti rinką. CDS rinkai JAV, ypač būdinga tokia koncentracija, todėl jei vienam iš stambių CDS platintojų iškiltų sunkumų, tai turėtų tiesioginės įtakos ir kitiems rinkos dalyviams, o rezultate - išaugę sandrių kaštai.
5. *Kainų iškraipymas.* Kol kas nėra nurodyta aiškios prielaidos, dėl ko kredito rizikos išvestiniai vertybiniai popieriai galėtų būti sistemiškai neteisingai įkainoti, tačiau neatmetama galimybė, jog dėl naujų rinkos dalyvių patirties stokos, tokia problema gali iškilti. Toks įkainojimas gali turėti įtakos neteisingam resursų paskirstymui. Pagrindinis pavojus gali kilti dėl to, kad rinkos dalyviai gali neįvertinti realios rizikos (t.y. per mažai ją įvertinti), o tai sąlygotų neteisingą resursų paskirstymą. Taip pat neteisingas įkainojimas gali siųsti neteisingus signalus kitiems rinkos dalyviams apie kreditinius įvykius.

Nors darbe, toliau bus nagrinėjama CDS kaip priemonė, šalies kontekste, tačiau anksčiau išvardinti teigiami/neigiami bruožai yra svarbūs, norint suvokti šių sandorių esmę.

Žinant, kad CDS yra pardavinėjami rinkoje tos dienos kaina, todėl jie naudojami ne tik draudimo tikslais. Nagrinėjant kredito rizikos apsigėtimo sandorius valstybiniame kontekste, galime išskirti šiuos pagrindinius investavimo tikslus:

- Norint paveikti makroekonominis rodiklius. Kadangi, valstybinius popierius kontroliuoja, bankai, esant ekonominiam pokyčiams, naudodamiesi CDS, jie gali daryti įtaką šalies kredito rizikai;
- Arbitražas - kuomet lėta rinką nespėja reaguoti į pokyčius, tuo tarpu investuotojams tai puiki proga gauti nerizikingą pelną;
- Spekuliacijos. Kuomet trumpuoju laikotarpiu sutampa pirkėjo ir pardavėjo lūkesčiai.

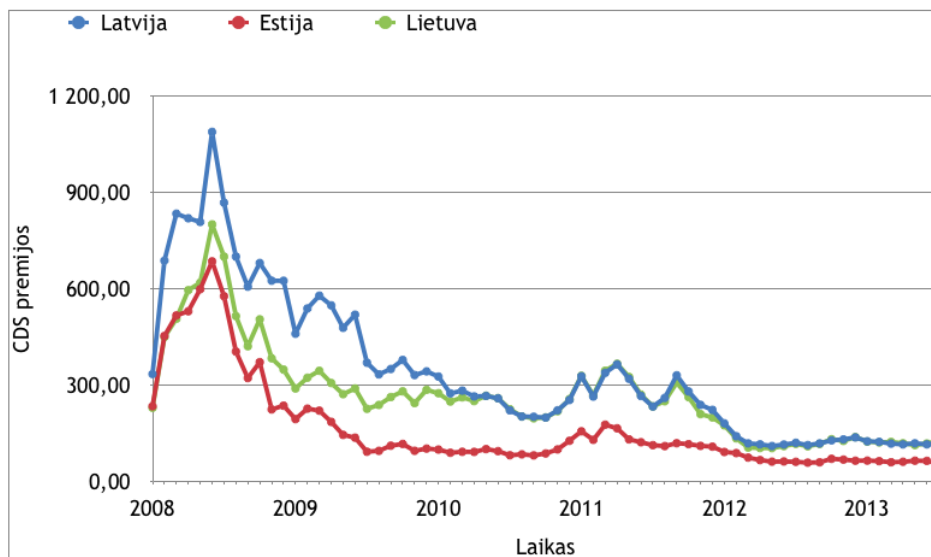
## 4 Ekonometrinė CDS analizė

### 4.1 Duomenys

#### 4.1.1 CDS

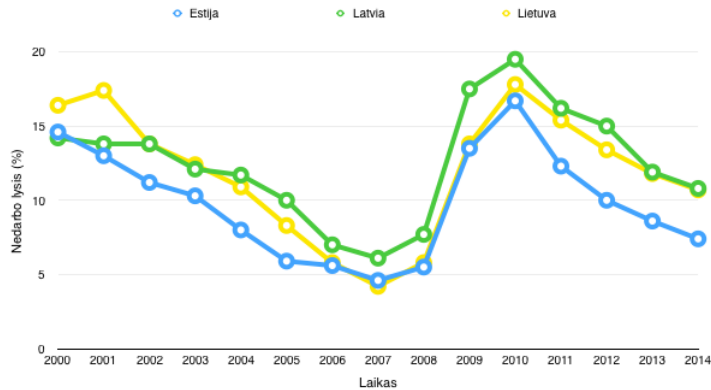
Darbe naudojami *kredito rizikos apskaitimo sandorių maržos* mėnesiniai duomenys: Lietuvos, Latvijos, Estijos, paskutinės mėnesio dienos, laikotarpyje nuo 2008 metų rugsėjo mėnesio iki 2014 metų kovo mėnesio imtinai.

Žemiau pateiktame paveiksle 4.1 galime pastebėti, kad šalių: Lietuvos, Latvijos ir Estijos, CDS maržos turi panašumų. Matyti, laikotarpiu 2008-2009 CDS maržos šuolį, tuo pat metu 2008 metų rugsėjį įvyko JAV investicijų krizė ir "Lehman Brothers" bankrotas, o tai turėjo įtakos ir Europos šalių ekonomikai. Vėliau, 2009 viduryje, kredito rizikos apskaitimo sandorių maržos mažėja ir jau 2012 metai stabilizuojasi. Iš to galime pastebėti, kad ekonominis stabilumas veikia kredito rizikos apskaitimo sandorių maržas.



4.1 pav. Kredito rizikos apskaitimo sandorių maržos

2008-2009 metai ypač buvo sunkūs Lietuvai, Latvijai, Estijai. Kilo daug diskusijų ir nesutarimų, kaip stabilizuoti šalies ekonomiką, didėjo nedarbas (nuo 5-7 proc. prieškriziniu laikotarpiu iki 14-17 proc. po krizės) (4.2 pav.). Taigi, nenuostabu jog ir 2009 metai kredito rizikos apskaitimo sandorių maržų vertė taip pat šoktelėjo, nes padidėjo ne tik įmonių bet ir šalių kredito rizika.



4.2 pav. Lietuvos, Latvijos, Estijos nedarbo lygis proc.(2000 m.-2014 m.)

Taip pat verta atkreipti dėmesį, kad prasidėjus krizei, CDS maržos staigiai šoktelėjo, tačiau dar 2011 metų viduryje Estijos kredito rizikos apsekitimo sandorių maržos nukrito labiausiai, lyginant su Lietuva ir Latvija. Tačiau bedrai žvelgiant galime pastebėti tą pačią CDS maržų kaitos tendensiją, todėl, galima teigti, jog egzistuoja faktoriai, kurie bendrai veikia kredito rizikos apsekitimo sandorių maržas.

Tolimesnei analizei bus naudojamos pirminių skirtumų CDS maržos, norint, kad duomenys būtų stacionarūs.

$$\Delta CDS = CDS_t - CDS_{t-1}$$

Diferencijuotų duomenų stacionarumą tikriname šiais pagrindiniais kriterijais:

- Kwiatkowski-Phillips-Schidit-Shin (trumpinys: KPSS), remiasi regresija:  $y_t = r_t + \xi t + \epsilon_t$ , kur  $r_t = r_{t-1} + u_t$ , sekos elgesys priklauso nuo vieno parametro, kuris yra dispersija  $u_t, \sigma_u^2$ , jei ji lygi 0, tada  $r_t = const$  ir  $y_t$  yra stacionarus (arba stacionarus apie deterministinį trendą, jei  $\xi \neq 0$ ), oir jei  $\sigma_u^2 > 0$ ,  $r_t$  yra atsitiktinis dreifas ir  $y_t$  yra nestacionarus. Taip pat, verta paminėti, kad testo statistika turi kompleksinį skirstinį, KPSS duotos asimptotinės kritinės reikšmės yra skaičiuojamos naudojant ribą, kaip funkciją Brauno tilto (daugiau informacijos pateikiama originalioje literatūroje).

- Dickey-Fuller (trupinys: ADF), kuris remiasi regresija

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t$$

kur  $\delta = \rho - 1$  atitinka autoregresijos parametą procesui  $y_t$ : jei  $\delta = 0$ , tai  $\rho = 1$  - turime atsitiktinį dreifą, tačiau kai  $\delta < 0, \rho < 1$  - procesas stacionarus;

- Philip Perron testas (trumpinys PP test). Taip pat kaip ir ADF, testuoja vienetinės šaknies buvimą imtyje. Naudodamas neparametrinę transformaciją originaliai ADF t statistikai. Transformuota statistika, literatūroje dar vadinama (z statistika), kuri turi ADF skirstinį.

Dickey-Fuller testuoja nulinę hipotezę " $H_0$  - laiko eilutė turi vienetinę šaknį", kai tuo tarpu Kwiatkowski-Phillips-Schidit-Shin'o kriterijus stacionarumą išreiškiamas, hipoteze " $H_0$  - laiko eilutė staconari". Philips-Perron'o kriterijus nereikalauja nulinėje hipotezėje nurodyti  $\Delta y_t$  koreliacijos, taip pat, PP testas nereikalauja, kad  $\epsilon$  būtų homoskedastiški, todėl šis kriterijus labiau taikomas didelėms imtims, mažoms geriau naudoti KPSS kriterijų.

Duomenų stacionarumo rezultatai			
Šalis	KPSS p-reikšmė	ADF p-reikšmė	PP test p-reikšmė
Lietuva	0.1	0.01	0.01
Latvija	0.1	0.01	0.01
Estija	0.1	0.01	0.01

**4.1 lentelė** Stacionarumo testo rezultatų p-reikšmės šalių CDS maržų skirtumams

Iš 4.1 lentelėje pateiktų rezultatų, galime teigti, kad diferencijuotų krredito rizikos apsekitimo sandorių maržų stacionarumo problema yra išspręsta, visų trijų Baltijos šalių laiko eilutėms.

Norint ištirti CDS skirtumų autokoreliaciją ir homoskedastiškumą - naudosime kelis kriterijus:

- Ljung-Box kriterijus: testo statistika, kuri nurodo, ar laiko eilučių seka autokoreliuota, skiriasi nuo nulio. Testas remiasi bendru atistiktiniu lagų skaičiumi. Ljung-Box Q testas ir Box-Pierce'o testai yra glaudžiai susiję, tačiau pastarasis geriau vertina laiko eilutes, nei Box-Pierce'o. Testuojama hipotezė: " $H_0$  : duomenys yra nepriklausomi, autokoreliacijos nėra".

Testo statistika:

$$Q = n(n + 2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}^2}{n-k}$$

kur  $n$  - imties dydis,  $\hat{\rho}^2$  - imties autokoreliacijos k-tasis lagas,  $h$  - tetuojamų lagų skaičius. " $H_0$  testuojama  $Q$  statistika pagal  $\chi^2_{(h)}$ ".

- McLeod-Li testas. Remiasi Modifikuota Portmanteau versija, testuojama autoregresinis sąlginis heteroskedastiškumas. Testuojama hipotezė, atitinka Ljung-Box " $H_0$  : testo statistika yra asimptotiškai pasiskirsčiusi pagal  $\chi^2(L)$  skirstinį. "

$$Q = n(n + 2) \sum_{k=1}^L \frac{\hat{r}^2(\epsilon^2)}{n-k}$$

kur  $r^2$  yra kvadratinė autokoreliacija, kvadratinių k-tojo laigo paklaidų.

Taigi, iš pateiktų rezultatų (A.1 lentelė, B.1 grafikas, su tam tikru statistiniu reikšmingumu galime teigti, kad mūsų tiriamos laiko eilutės nepasižymi inertiškumu, yra stacionarios.

Kitus tyrime naudojamus duomenis galima suskirti į dvi rūšis: *vidinius* ir *išorinius*.

#### 4.1.2 Išoriniai kintamieji

Tyrime naudojami keletas pagrindinių globalių kintamųjų, žemiau pateikiamas trumpas jų aprašymas. Mėnesio duomenys, gauti iš Bloomberg duomenų bazės, buvo surinkti taikant tokį patį principą kaip ir CDS premijoms (t.y. imamas paskutinės mėnesio dienos rodiklis), laikotarpiu nuo 2008m. rugsėjo mėnesio iki 2014m. kovo mėnesio imtinai. Kad duomenys išlaikytų stacionarumą, juos diferencijavome (stacionarumo rezultatai pateikti priede (A.3 lentelė)).

- **Standrad & Poor's 500 indeksas** tai vienas iš populiariausių Amerikos akcijų biržos rodiklių paremtas 500 didžiausių JAV kompanijų, turinčių panašias akcijas, skelbiamas (NYSE ar NASDAQ), atsižvelgiant į įmonės veiklos rūšį bei akcijų likvidumą.
- **iTraxx 5 metų indeksas** vienas populiariausių indeksų, priklausančių kredito rizikos apsikaitimo sandorių maržos šeimai, Europos kredito išvestinis finansinis indeksas naudojant populiariausias plataus spektro finansines kredito išvestines. Skaičiuojamas taikant privalomuosius likvidumo kriteijus, atsižvelgiant į CDS.
- **Dow Jones Euro STOXX 50 indeksas** tai indeksas sudarytas iš 50 didžiausių eurozonos kompanijų. Skaičiavimui naudojami kriterijai, tokie kaip dydis ir vieta sąrašė.
- **Dow Jones Industrial Average indeksas (DJAI)** tai indeksas sudaromas įvertinant 30 stambiausių Amerikos pramonės korporacijų, kurių akcijomis prekiaujama *New York Stock Exchange* ir *Nasdaq* rinkose.
- **Londono (UKX) indeksas** tai indeksas sudaromas įvertinant 100 didžiausių Didžiosios Britanijos korporacijų, kurios grupuojamos pagal dydį ir likvidumą.
- **Tokijo "Nikkei heikin kabuka" (NKX) indeksas** vienas populiariausių Tokijo akcijų biržos indeksų, skaičiuojamas imant didžiausias Japonijos pramonės korporacijas.

- **Šanchajaus sudėtinis indeksas (SHCOMP)** tai sudėtinis svertinis kainų indeksas, skaičiuojamas naudojant specialią "*Paasche weighted composite price formula*", kaip kompanijų akcijų ir jų kainų sandaugos suma padalinta iš bazinės kainos  $t$  periodo santykio.
- **Niujorko indeksas (CCMP)** tai vienas iš populiariausių JAV akcijų biržos indeksų, skaičiuojamas taikant tokiu pačius kriterijus kaip Dow Jones Average ir S&P500.

#### 4.1.3 Vidiniai kintamieji

Vidinių kintamųjų duomenys gauti iš Lietuvos Statistikos Departamento ir Lietuvos Banko internetinės duomenų bazės, laikotarpiu nuo 2008 m. rugsėjo mėnesio iki 2014 metų kovo mėnesio imtinai. Duomenys, kurie buvo pateikti ketvirtiniai, buvo deagreguoti, iki mėnesinių interpoliuojant kubiniais laipsniais. Taikant šį metodą, tikimasi regresijoje likučių koreliuotumo, kadangi reikšmės yra susijusios kubiniu polinomu. Taigi, naudojami vidiniai kintamieji:

- **Nominali palūkanų norma**
- **Vyriausybės skolos proc. nuo BVP.** Tai rodiklis rodantis koks procentas vyriausybės sektoriaus piniginių įsipareigojimų, lyginant su bendru šalies vidaus produktu.
- **Infliacija**

## 4.2 Kointegravimo problema

Sekos  $y_t, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt} \sim I(1)$  kointegravimas suprantamas kaip integruotų kintamųjų nenulinė tiesinė kombinacija, kuri yra integruota žemesne eile. Koeficientų vektorius šios tiesinės kombinacijos vadinamas kointegracijos vektoriumi.

**Apibrėžimas** Procesas yra integruotas,  $d$  eilės integracija, jei jis nestacionarus, tačiau diferencijavus tampa stacionariu. Integracijos laipsnį nusako sveikasis skaičius diferenciacijų, reikalingų stacionarumui pasiekti (Engle ir Granger (1987)).

$$y_t \sim I(1) : y_t \text{ nestacionarus, } \Delta y_t \text{ stacionaru}$$

Maddala ir Kim (1999) parodė, kad jei egzistuoja stabili dinaminė lygčių sistema, tada bent vienas iš kointegracijos vektorių gali būti naudojamas kaip atsakas ekonominiams ryšiams nusakyti.

Literatūroje dažniausiai naudojama *Johansen'o* procedūra, tačiau esant mažam imties dydžiui, rezultatai gali būti smarkiai iškreipti. Norint to išvengti

Peia & Roszbach pasiūlė naudoti maksimalaus tikėtinumo procedūrą, norint testuoti kointegruotumą autoregresiniam vektoriui su pirmo laipsnio  $n$  integruotų kintamųjų. VAR (p) modelis atrodytu:

$$y_t = b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + \dots + b_p y_{t-p} + \Phi D_t + \epsilon_t \quad (1)$$

kur VAR(p) modelis gali perrašomas kaip vektorinės korekcijos modeliu:

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \Phi D_t + \epsilon_t \quad (2)$$

kur  $y_t$ , mūsų atveju, yra CDS, akcijų birzos kintamasis ir vidinis kintamasis, pvz.  $y=(\text{CDS Stocks})'$ ,  $\pi = (\sum_{i=1}^p) - I_n$ ,  $\Gamma_i = -(b_{i+1} - \dots - b_p)$ ,  $i = \overline{1, p-1}$ ,  $D_t$  yra deterministinių kintamųjų rinkinys, tokių kaip konstanta, trendas ir pan.,  $\epsilon_t$  yra vektorius  $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Jeigu egzistuoja vienetinė šaknis, sakoma, kad kintamieji  $\mathbf{Y}_t$  yra  $I(1)$  ir jie gali būti kointegruoti, tačiau VECM modelis išsprendžia kointegruotumo problemą ir  $\Delta \mathbf{Y}_t$  yra  $I(0)$ .

Jeigu VAR(p) procesas turi vienetinę šaknį ( $z = 1$ ) tada  $\det(I_n - b_1 - \dots - b_p) = 0$ , o tai reiškia, kad koeficientų matrica  $\pi$  yra vienmatė. Tačiau jeigu  $\pi$  yra vienmatė, tai reiškia kad matrica turi sumažintą rangą, t.y.  $\text{rank}(\pi) = r < n$ .

Analizuojami du galimi atvejai:

- $\text{rank}(\pi) = 0$ , t.y.  $\pi = 0$  ir  $\mathbf{Y}_t \sim I(1)$  yra nekointegruota. VECM modelis tampa VAR(p-1), pirmųjų skirtumų modeliu:  $\Delta y_t = \Gamma \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Phi D_t + \epsilon_t$
- $0 < \text{rank}(\pi) = r < n$ , tai reiškia, kad  $\mathbf{Y}_t$  yra  $I(1)$  su  $r$  tiesiškai nepriklausomų kointegruotų vektorių ir  $n-r$  bendrų stochastinių trendų (vienetinių šanų). Kai  $\pi$  yra  $r$  rango, tai reiškia  $\pi = \alpha \beta'$ , kur  $\pi(n \times n)$ ,  $\alpha(n \times r)$ ,  $\beta(r \times n)$  ir  $\text{rank}(\alpha) = \text{rank}(\beta) = r$ . VECM tampa  $\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \epsilon_t$ , kur  $\beta' Y_{t-1} \sim I(0)$ , kadangi  $\beta'$  yra kointegrojantis vektorius.

Kointegruotumui testuoti naudojama Johanseno maksimalaus tikėtinumo statistika: kur pėdsako statistika  $\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$  ir maksimalios tikrinės reikšmės statistika  $\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$ , kur  $\hat{\lambda}$  yra  $i$ -tosios eilės tikrinės reikšmės  $\pi$  įvertinys. Nuosiakliai testuojama didėjantis skaičius kointegracijos vektorių  $r$ , kaip alternatyva, kad egzistuoja  $r+1$   $\lambda_{\text{trace}}$  ar daugiau  $r$   $\lambda_{\text{max}}$  iki tol, kol atmetama nulinė hipotezė. Pėdsako statistika testuoja hipotezę.



Iš priede paeiktos A.4 lentelės rezultatų, galime teigti, kad Lietuvos CDS maržų skirtumai neintegruoja su globaliais kintamaisiais, stacionarus rangas, kaip alternatyvi hipotezė buvo statistiškai reikšmingai neatmetama 5 ir 1 proc. lygmenyje.

### 4.3 Priežastingumas

Literatūroje, dažniausiai sutinkamas priežastingumo apibūdinimas, kuomet kintamasis  $x_t$  laikomas  $y_t$  (Granger) priežastimi, jei kintamasis  $x_t$  yra naudingas prognozuojant kintamojo  $y_t$  ateitį. Grangerio priežastingumo testas yra paremtas tikėtinumo koeficientu (ang. likelihood ratio) kuris susijęs su  $\chi^2$  skirstiniu iki tol kol visi parametrai VECM lygtyje gali būti pertvarkyti kaip  $I(0)$  kintamųjų koeficijantus tuo pačiu metu. Tačiau, norint pertvarkyti visus šiuos parametrus, į  $I(0)$  kintamųjų koeficijantus, svarbu turėti krupščiai įvertintą kointegracijos rangą. *Toda & Yamamoto* (1995) išvedė kitokį priežastingumo testą, kuris nereikalauja jokios priorinės informacijos apie kointegruotumo kintamųjų tvarumą. Priežastingumo testui T&Y pasiūlė VAR lygtį papildyti  $VAR(p+d)$ , kur  $d$  yra kintamųjų integracijos rangas,  $p$  - lagų skaičius lygtyje, kas garantuotų asimptotinį Waldo skirstinį (kaip asimptotinį  $\chi^2$  skirstinį).

Sakykime, turime daugiamatį VAR ( $m+d_{max}$ ), tai

$$x_t = \omega + \sum_{i=1}^m \theta_i x_{t-1} + \sum_{i=m+1}^{m+d_{max}} \theta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i y_{t-i} + \sum_{i=m+1}^{m+d_{max}} \delta_i y_{t-i} + v_{1t} \quad (3)$$

$$y_t = \psi + \sum_{i=1}^m \phi_i y_{t-1} + \sum_{i=m+1}^{m+d_{max}} \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=m+1}^{m+d_{max}} \beta_i x_{t-i} + v_{2t} \quad (4)$$

kur  $x$  - gali būti šalies CDS, o  $y$  - akcijų biržos indeksas,  $\omega, \theta, \delta, \psi, \phi, \beta$  yra modelio parametrai,  $d_{max}$  - maksimalus integracijų skaičius, koks gali būti lygtyje,  $v_{1t} \sim N(0, \Sigma_{v1})$  ir  $v_{2t} \sim N(0, \Sigma_{v2})$  yra modelio paklaidos,  $\Sigma_{v1}, \Sigma_{v2}$  -  $v_{1t}$  ir  $v_{2t}$  kovariacijų matricos.

Testuojama nulinė hipotezė: " $H_0 : \delta_i = 0, \forall i = \overline{1, m}$ ".

Procedūrą atlikti užtenka dviejų žingsnių:

1. ligo ilgio ( $m$ ) nustatymas;
2. maksimalaus integracijų skaičiaus nustatymas ( $d_{max}$ ) lygčių sistemoje.

Norint nustatyti, teisingą lagų skaičių, galima naudoti tokius kriterijus kaip: Akaike (AIC), Schwarz (SC), Final Prediction Error (FPE) ir Hannan-Quinn (HQ) ir pan.

Testuoti nulinei stacionarumo hipotezei, galima naudoti Augmented Dickey-Fuller (ADF) ar Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testus, kuriuos jau trumpai apžvelgėme 4.1 dalyje, kurie nurodo maksimalų integracijų skaičių.

	Lietuva	Latvija	Estija
SP500→ CDS	0.86	1.5	0.49
iTRAXX→ CDS	19.8***	11.7**	13.9***
EuroSTOXX → CDS	6.1**	9.3***	4.1
DJIA → CDS	0.79	0.24	1.0
UKX → CDS	5.1	13.1**	0.62
NKY → CDS	3.0	3.5	4.5
SHCOMP → CDS	7.8*	1.3	10.9**
CDS → SHCOMP	11.7**	2.0	6.7
CCMP ↔ CDS	10.7**	5.4	10.5**
CDS→CCMP	9.6**	9.0*	6.9

**4.3.1 lentelė** Priežastingumo testo  $\chi^2$  skirstinio rezultatai šalių CDS maržų skirtumams ( \*\*\**p*-reikšmė <0.001, \*\**p*-reikšmė<0.05, \**p*-reikšmė<0.1)

Iš 4.3.1 lentelės pateiktų rezultatų galime pastebėti, kad statistiškai reikšmingai iTRAXX yra priežastis šalių CDS maržoms, o taip pat ir EuroSTOXX (išskyrus Estijos atvejį). Tarp Lietuvos CDS premijų ir CCMP egzistuoja abipusis priežastingumas, tas pats ir su SHCOMP. Tačiau tokie rodikliai kaip DJIA ar NKY nėra priežastis Lietuvos CDS maržoms.

#### 4.4 DCCA analizė

DCCA modelį pirmieji pasiūlė Boris Podobnik & H. Eugene Stanley (2008), literatūroje dar gerai žinomas, kaip "*detrended cross-correlation analyses*", kuris yra kaip apibendrinimas nutrendintai svyravimų analizei (angl. *Detrended Fluctuation Analysis*) ir yra parentas nutrendinta kovariacija. Metodas naudojamas norint ištirti atsitiktinių laiko eilučių koreliaciją. Taip pat naudojamas finansinių duomenų analizėje, norint aptikti efektą, kuomet turint nestacionarias finansų laiko eilutes yra įtarimų jog egzistuoja skerspjūvio koreliacija (*cross-correlation*).

Sakykime, turime dvi skerspjūvio koreliacijos laiko eilutes  $X_t$  ir  $Y_t$ , kur  $t = \overline{1, N}$ , nusako eilutės ilgį. Tada, skaičiuojami du integruoti signalai:  $X_k = \sum_{t=1}^k (X_t - \overline{X})$  ir  $Y_k = \sum_{t=1}^k (Y_t - \overline{Y})$ , kur  $k = \overline{1, N}$ . Sekančiame žingsnyje, abi laiko eilutės suskirstomos į N-s vienodo dydžio dalių, kiekvienoje jų po s+1 reikšmę. Tuomet, naudojant MKM kiekvienai eilutei, skaičiuojamas kiekvienos dalies lokalus trendas. Galiausiai, kiekvienai daliai nustatoma paklaidų kovaria-

cija  $f_{DCCA}^2(s, t) \equiv \frac{1}{s-1} \sum_{k=t}^{t+s} (X_k - X_{k,t})(Y_k - Y_{k,t})$ . Skaičiuojant "nutrendintą" kovariaciją, tiesiog sudedamos visų N-s dalių kovariacijos:

$$F_{DCCA}^2(s) = \sum_{t=1}^{N-s} f_{DCCA}^2(s, t) \quad (5)$$

Stebint  $F_{DCCA}^2(s)$  rezultatus, lyginant su s (jei ilgo nuotolio laiko eilutės yra susijusio "skerspjūvio koreliacija"), galima pastebėti ryšį:  $F_{DCCA}^2(s) \propto s^{\lambda_{DCCA}}$ , kur  $\lambda_{DCCA}$  yra "skerspjūvio koreliacijos" eksponentė.

Modelio koeficientą sudaro "nutrendinta" dispersija ir dvi integruotos sekos, t.y.:

$$\rho_{DCCA}(s) = \frac{F_{DCCA}^2(s)}{\sqrt{F_{DFA,x}(s)F_{DFA,y}(s)}} \quad (6)$$

kur  $\rho \in [-1, 1]$ . "Nutrendinimas" vyksta atskirai duomenų daliai N,

$$F_{DFA,x}^2(s) = \frac{\sum_{t=1}^{N-s+1} f_{DFA,x}^2(s, t)}{N-s},$$

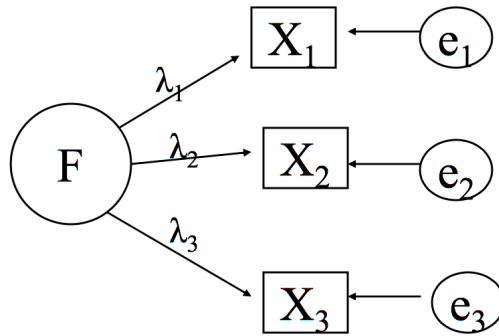
$$f_{DFA,x}^2(s, t) = \frac{\sum_{k=t}^{t+s-1} (X_k - \hat{X}_{k,t})^2}{s-1},$$

kur  $\hat{X}$  yra MKM įvertinys.

Iš priede pateiktos A.7 lentelės rezultatų galime teigti, kad turint nediferencijuotus duomenis, neegzistuoja skerspjūvio koreliacija su unikalnia eksponente, arba egzistuoja tik trumpalaikė skerspjūvio koreliacija tarp Lietuvos CDS maržų ir akcijų biržos indeksų, kadangi koeficientas  $\rho$  esant skirtingiems N svyruoja ties 0. Tačiau visiškai priešingai yra su diferencijuotais duomenimis, iš pateiktų rezultatų (A.6 lentelė) matome jog esama tiesinis trendas, ir kiekvienas duomenų rinkinys (t.y. Lietuvos CDS maržos ir vienas iš akcijų biržos indikatorių) yra dėsningai autokoreliuotas, o kas reiškia skerspjūvio duomenų kooreliacijos buvimą. Taip pat, esant skerspjūvio koreliacijai tarp duomeų porų, galime teigti, kad šie duomenys porose turi ilgalaikę atmintį. Alex YiHou Huang & Wen-Cheng Hu (2011) nagrinėdami JAV kompanijų CDS laiko eilutes ir jų vidurkius, pritaikę DCCA modelį parodė, kad egzistuoja autokoreliacija ir skerspjūvio koreliacija.

## 4.5 Faktorinė analizė

Šioje dalyje, naudodami faktorinę analizę (4.5.1 pav.), bandysime surasti tokią kintamąjį (latentinį faktorių ( $\mathbf{F}$ ), kuris įtakoja mūsų stebimus intervalinius kintamuosius ( $X_i, i = \overline{1, n}$ ).



4.5.1 pav. Faktorinės analizės schema

Faktorinei analizei atlikti, reikalingos prielaidos:

- visi kintamieji  $\mathbf{X}$  yra normalūs;
- visi latentiniai kintamieji  $\mathbf{F}$  nekoreliuoti ir turi vienetines dispersijas;
- modelio paklaidos  $e_i$  nekoreliuotos;
- $\mathbf{F}$  ir  $e_i$  nekoreliuoja.

Analizei naudosime skirtuminius Lietuvos CDS maržas ir skirtuminius globalūs kintamuosius. Koreliuotumui tikrinti naudojami kriterijai:

- Bartleto kriterijų: testuojama nulinė hipotezė " $H_0$ : visos komponentės yra vienodos", skaičiuojama statistika:

$$\chi^2 = \frac{(N-k) \ln(S_p^2) - \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \ln(S_i^2)}{1 + \frac{1}{3(k-1)} \left( \sum_{i=1}^k \left( \frac{1}{n_i - 1} \right) \frac{1}{N-k} \right)}$$

kur  $N = \sum_{i=1}^k n_i$  populiacija,  $n_i$  imties dydis,  $k$  imčių skaičius,  $S_i^2$  imčių dispersija,  $S_p^2 = \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^k (n_i - 1) S_i^2$  pastumtos dispersijos įvertinys. Nulinė hipotezė atmetama, jei  $\chi^2 > \chi_{k-1, \alpha}^2$ , kur  $\chi_{k-1, \alpha}^2$  yra  $\chi_{k-1}^2$  skirstinio (testo statistikos) kritinė viršutinė reikšmė ;

- Kaizerio-Mejerio-Olkinio matą (trumpinys KMO)

$$KMO = \frac{\sum \sum_{j \neq k} r_{jk}^2}{\sum \sum_{j \neq k} r_{jk}^2 + \sum \sum_{j \neq k} p_{jk}^2}$$

kur  $r_{jk}$  yra kintamųjų koreliacijos koeficientas, o  $p_{jk}$  yra dalinės koreliacijos koeficientas. Reikalinga, kad  $KMO < 0.50$ .

Atlikus principinių komponentių analizę, įtraukiant visus kintamuosius (iškorinius ir vidinius) bei Lietuvos CDS maržas, tačiau nenurodant faktorių skaičiaus. Atliktas KMO ir Bartleto testas (priedo A9 lentelė) įrodė duomenų tinkamumą faktorinei analizei atlikti. Tikimybė, kad bus rastas daugiau nei vienas faktorius yra statistiškai reikšminga (Sig.<0.01).

Iš A.10 lentelės atkreipiame dėmesį, į faktorių paaiškinamą visų kintamųjų sklaidos dalį, trys faktoriai paaiškina daugiau nei 74 proc. visos variacijos.

Remiantis priede pateiktos A.11 letelės duomenimis matome, kad faktoriai buvo pasukti tokiu būdu, kad mažiausios kintamųjų koreliacijos su nepasuktais faktoriais sumažėjo, o didžiausios išaugo. Gauname, kad Lietuvos CDS maržos, CCMP, DJIA, EuroSTOXX, iTRAXX, NKY, SP500, UKX sudaro pirmąjį faktorių, DebtPGDP, i, pi, CCMP sudaro antrąjį, ir CCMP, NKY, SHCOMP trečiąjį. Tuo galime įsitikinti, jog kredito rizikos apsikaitimo sandorių maržos labiau priklauso nuo akcijų biržos svyravimų, nei nuo vidinių. Tampa akivaizdu, kad esant gerai rinkos situacijai, stiprėjant kompanijoms ir jų likvidumui, didėjant pelningumui, CDS maržos mažėja, nes mažėja valstybės nemokumo rizika. A.12 lentelėje pateikta korelacių marica ir jos reikšmių reikšmingumas. Matome, kad tarp Lietuvos kredito rizikos maržų ir tokių kintamųjų kaip infliacija ir palūkanų norma, egzistuoja silpna koreliacija, skirtingai nei tarp Lietuvos CDS maržų ir išorinių kintamųjų egzistuoja vidutinė koreliacija (išskyrus SHCOM ir UKX).

Iš priede pateikto B.9 grafike matyti, kad Lietuvos CDS maržos ir akcijos yra išsidėsčiusios tokiame pačiame lygmenyje, taip pat matyti, kad šie trys faktoriai yra dominuojantys.

## 4.6 LSTAR modelio analizė

LSTAR modelis literatūroje dar gerai žinomas kaip logaritmuotas sklандаus perėjimo autoregresijos modelis (*logarithmic smooth transition autoregressive model* (LSTAR)), dažniausiai naudojamas nagrinėjant finansų laiko eilutes, kurioms būdingas labiau glodus nei diskretus režimo perėjimas. Tse analizuodama Dow Jones indekso perkainojimą, naudojo STAR modelį ir įrodė, kad esant netiesiškumui šis modelis puikiai aprašo linijinio lągo reakciją tarp prognozuojamos vertės ir pinigų rinkos atsižvelgiant į netinkamą vertinimą.

Logaritmuotą p-osios eilės STAR modelį (LSTAR), galime užrašyti kaip:

$$y_t = \phi_{1,0} + \phi_1' \mathbf{w}_t + (\phi_{2,0} + \phi_2' \mathbf{w}_t) \cdot [(1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1}] + u_t \quad (7)$$

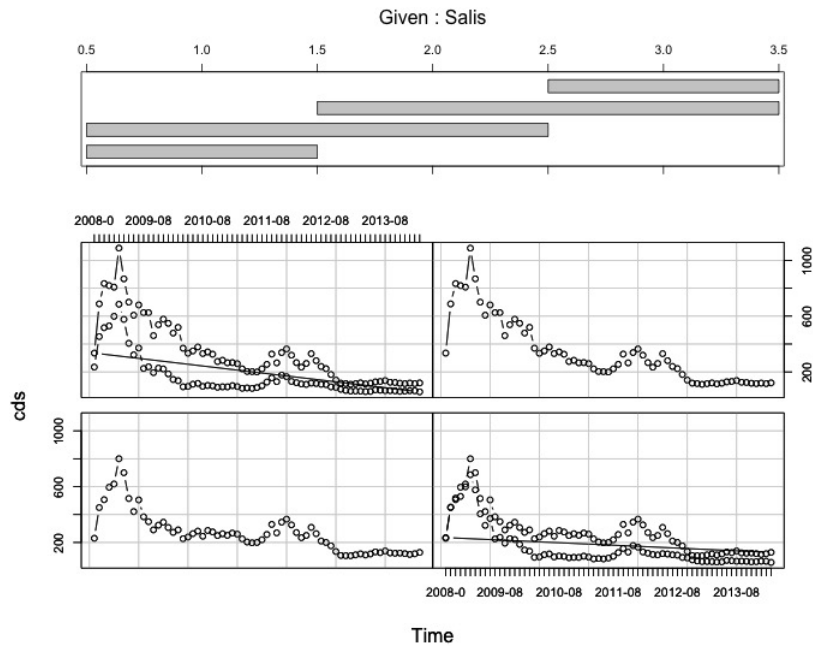
kur  $\phi_i = (\phi_{i,1}, \phi_{i,2}, \dots, \phi_{i,p})'$ ,  $i=1,2$ ;  $\mathbf{w}_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$ ;  $s_t$  perėjimo kintamasis;  $c$  - gali būti interpretuojamas kaip slenkstis tarp režimų,  $\gamma$  - nurodo perėjimo greitį (kai  $\gamma \rightarrow \infty$ , logistinė funkcija mažėja iki diskrečios rodiklinės funkcijos, kai  $\gamma \rightarrow 0$ , funkcija traktuojama kaip konstanta (0.5),  $\gamma = 0$  turimas tiesinis AR modelis),  $u_t \sim nid(0, \sigma_\epsilon^2)$ . Didėjant  $s_t$ , logistinė funkcija keičiasi monotoniškai nuo 0 iki 1.

Mūsų analizei skaičiuosime LSTAR modelį tarp dviejų režimų. Priede pateiktoje A. 8 lentelėje modelio parametrai rodo, kad visuose trijuose atvejuose  $\gamma = 100$ , tai reiškia, kad modelis tarp režimų persijungia labai greit ir logistinė funkcija mažėja iki diskrečios rodiklinės funkcijos. Iš to galime teigti, kad kriziniu ir po kriziniu laikotarpiu egzistuoja skirtingi CDS maržų režimai. Lietuvos CDS maržų perėjimų parametras  $c = 2.65$  ir jis gautas statistiškai reikšmingas. Taigi galime manyti, kad modeliai turi du režimus. Taip pat matome, kad apatinis režimas turi didesnę įtaką šalių CDS maržoms nei viršutinis, o tai reiškia, kad po krizinio laikotarpio CDS marža turi didesnę įtaką šalies ekonominės būklės vertinimui nei krizės laikotarpiu, taip pat, galime manyti, kad Europos Centrinio Banko įvesti nauji apribojimai šalių CDS turi reikšmingą įtaką jos maržai. Regresijos Lietuvai:  $AIC = -376.25$ ,  $BIC = -358.62$ ; Latvijos:  $AIC = -379.34$ ,  $BIC = -361.69$  ir Estijos:  $AIC = -375.72$ ,  $BIC = -358.08$ . Matome, kad geriausiai įvertintas Estijos CDS maržų modelis. Grafike B.2/7/8 matyti šalių LSTAR funkcija, o B.5/6 matome, kad paklaidos nėra autokoreliuotos ir homoskedastiškos, bei galime sakyti, kad modelis tinkamas vertinimui ir prognozėms.

## 5 CDS vertinimas tarp Baltijos šalių

### 5.1 Baltijos šalių CDS

Šioje dalyje apžvelgsime panašumą tarp CDS maržų skirtumų Lietuvoje, Latvijoje ir Estijoje. Kaip buvo galima pastebėti iš 4.1 pav. šių šalių kredito rizikos apsikietimo sandorių išsibarstymas laike, turi nemažai panašumų.



5.1.1 pav. CDS maržų grafikas šalims (Lietuvai, Latvijai, Estijai)

Visų pirma atlikime Pearsono koreliacijos testą (A.3 lentelė), testuojama hipotezė: " $H_0$  : koreliacijos nėra". Jei iš arčiau pažvelgtume į gautus rezultatus, galima pastebėti, kad šių šalių koreliacijos gana didelės, koreliacija tarp Lietuvos ir Latvijos siekia net 90 proc., o tarp Lietuvos ir Estijos 89 proc. Atlikus tą patį testą tarp Latvijos ir Estijos, jų koreliacija siekia 84 proc. ( 95 proc. pasikliautinis intervalas:  $[0.756, 0.901]$ ,  $t=12.58$ ,  $p\text{-reikšmė} < 0$ ), tokie rezultatai nestebina, nes šių šalių ekonomikos yra panašios, tą galime pastebėti iš 4.2 pav. net nedarbo lygis (proc.) nagrinėjamų šalių mažai skiriasi. Taip pat, remiantis priede pateiktu B.10 grafiku matome šalies efektą šalių CDS maržoms.

Taigi, iš pateiktų rezultatų galime daryti prielaidą, kad tai kas veikia Lietuvos CDS maržas, taip pat veikia ir Latvijos bei Estijos.

## 5.2 PSTR modelio analizė

Panelinių duomenų glodaus perėjimo regresijos modelis ("panel smooth transition model (PSTR)) - tai modelis su egzogeniniais regresoriais. Dažniausiai taikomas norint aprašyti heterogeninius panelinius duomenis su laike tarp individų varijuojančiais regresijos koeficientais. Heteroskedastiškumas yra leidžiamas dėl to, kad daroma prielaida jog koeficientai yra kintamųjų tolydžios funkcijos stebimos per apribotas kintamųjų funkcijas ir svyruoja tarp riboto skaičiaus režimų. Hansen'as parodė, kad šis modelis gali būti puikiai pritaikomas nagrinėjant panelinius duomenis.

Taigi PSTR modelis su dviem režimais būtų:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad (8)$$

kur  $i = \overline{1, N}$ ,  $t = \overline{1, T}$ , N ir T apibrėžia skerspjūvio ir laiko dimensiją atitinkamai. Priklausomas kintamasis  $y_{it}$  yra skaliaras,  $x_{it}$  - k dimensijos vektorius,  $\mu_i$  fiksuotas individualus efektas,  $u_{it}$  - paklaidos.  $g(q_{it}; \gamma, c)$  yra tolydi perėjimo funkcija, su kintamuoju  $q_{it}$  riboje  $[0,1]$ .  $q_{it}$  - apibrėžia funkcijos  $g(q_{it}; \gamma, c)$  reikšmę ir tokiu būdu regresijos koeficientai  $\beta_0' + \beta_1' g(q_{it}; \gamma, c)$  kiekvienam individui  $i$ , laike  $t$ . Modelio testavimas remiasi hipoteze " $H_0 = \gamma = 0$  t.y. paklaidos ne autokoreliuotos, homoskedastiškos". Hipotezei testuoti taikomas LM testas.

Sudarius dviejų režimų STAR modelį, įtraukus šalies efektą ir sudarius PSTR modelį gavome, kad nulinė hipotezė neatmetama ( $p = 0.28$ ), paklaidos nėra autokoreliuotos ir homoskedastiškos, todėl parametrai vertinami taikant AR modelį. Žemiau pateikti modelio parametrų rezultatai:

	$\mu_i$	$\beta_0$	$\beta_1$
Įvertis	0.13**	1.21***	-0.26***

**5.2.1 lentelė** PSTR modelio koeficientai ((\*\*\* $p$ -reikšmė  $< 0.001$ , \*\* $p$ -reikšmė = 0.01, \* $p$ -reikšmė = 0.05, .  $p$ -reikšmė = 0.1 ) )

Modelio  $AIC = -990$ ,  $BIC = -980.30$ . Taip pat iš grafikų B.12 ir B.13 matyti, kad modelio liekanos nėra autokoreliuotos. Iš gautų rezultatų galime teigti, kad kuomet į modelį įtraukiamas šalies efektas, CDS marža yra vertinama bendrai, tokio kaip skirtingų kainų režimo nebelieka, todėl nagrinėti šalių CDS maržoms pakanka įprastinio AR modelio su įtrauktu šalies efektu.

## 6 Išvados

Šiame darbe buvo tirta Lietuvos kredito rizikos apsikeitimo sandorių maržos, kurios kaip indikatoriai gali būti vertinami šalies ekonominei padėčiai vertinti. Visų pirma buvo ištirtas duomenų stacionarumas, tam tikri testai parodė, kad diferencijavus duomenis pirmos eilės lagu, jie tampa stacionarūs. Toliau darbe apžvelgiama kointegravimo problema, tarp Lietuvos CDS ir akcijų biržos. Nustatyta, kad tiriami dydžiai nėra koitegruoti - neturi ilgalaikės priklausomybės.

Taikant faktorinę analizę buvo pastebėta bendrumas tarp Lietuvos CDS maržų ir akcijų biržos. Diferencijuotų duomenų matrica parodė, kad tarp Lietuvos kredito rizikos apsikeitimo sandorių ir akcijų biržos rodiklių egzistuoja vidutinio stiprumo koreliacija, o tarp vidinių kintamųjų ir Lietuvos CDS - silpna. Tai verčia manyti, kad CDS rinka yra veikiamą daugiau išorinių faktorių nei vidinių.

Taikant Toda-Yamamoto priešastingumo testą, buvo pastebėta, kad tokių rodiklių kaip iTRAXX, EuroSTOXX kitimas yra priešastis CDS maržų kitimui,



o tarp SHCOMP, CCMP ir Lietuvos CDS maržos egzistuoja abipusis priežastingumas. Galime manyti, kad kompanijos, kurios buvo įtrauktos į šių indeksų vertinimą, turi reikšmės Lietuvos ūkiui.

Panaudojus LSTAR modelį buvo testuojama tiesiškumo hipotezė, ir ji buvo atmesta bei vertinamas LSTAR modelis. Ištyrus modelio paklaidas pastebėta, kad jos nėra autokoreliuotos. Taip pat kad visuose trijuose atvejuose  $\gamma = 100$ , tai reiškia, kad modelis tarp režimų persijungia labai greit ir logistinė funkcija mažėja iki diskrečios rodiklinės funkcijos. Lietuvos CDS maržų perėjimų parametras  $c = 2.65$  ir jis gautas statistiškai reikšmingas. Taigi galime manyti, kad modeliai turi du režimus, kas reiškia, kad egzistuoja CDS maržų skirtumai krizės ir po krizės laikotarpiu.

Pritaikius DCCA modelį buvo pastebėta, kad esant diferencijuotiems duomenims egzistuoja skerspjūvio koreliacija tarp Lietuvos kredito rizikos apskaitimo sandorių ir akcijų biržos. Taip pat galime teigti, kad duomenų poros turi ilgalaikę atmintį ir pasižymi autokoreliacija.

Galiausiai buvo bandoma įvertinti šalies įtaka vertinant panelinį STAR modelį ir taikant PSTR. Modelis neatmetė nulinės hipotezės dėl tiesiškumo ir vertinimui buvo taikoma AR. Kas reiškia, kad įtraukus į STAR modelį šalies efektą, CDS tampa pakankamai stacionarus ir tinkamas vertinti taikant autoregresiją su šalies efektu.

## Literatūra

1. A. Belke, J. Beckmann, F. Verheyen: "Interest rate pass-through in the EMU: New evidence from nonlinear cointegration techniques for fully harmonized data". Ruhr Economic Papers 350. 2012
2. A. Fontana, M. Scheicher: "An Analysis of Euro area sovereign CDS and their relation with government bonds". Working paper series 1271. 2010
3. A. YiHuang, Wen-Cheng Hu: "Regime switching dynamics in credit default swaps: Evidence from smooth transition autoregressive model". Physica A. 2011
4. A. Gonzales, T. Terasvirta, Dick van Dijk: "Panel Smooth Transition Regression Models". Research paper 165. 2005
5. A. Kregždė, G. Murauskas: "Analysis of credit default swaps". Journal of Business Economics and Management. 2014
6. A. Vasiliauskaitė, L. Sinevičienė: "Skolos instrumentai ir jų rizikingumas pasaulinės finansų krizės kontekste". Economics & Management 14. 2009

7. B. Podobnik, H. E. Stanley: "Detrended Cross-Correlation Analysis: A new method for analyzing two nonstationary time series". *Physical review letters*. 2008
8. C. Morana: "Factor vector autoregressive estimation of heteroskedastic persistent and non persistent processes subject to structural breaks". *Open Journal of Statistics* 4: 292-312.2014
9. C. Morana: "Insights on the global macro-finance interface: Structural sources of risk faktor fluctuations and cross-section of expected stock returns". *Journal of Empyirical Finance* 29: 64-79. 2014
10. D. A. Winkelmann, L. K. Sørensen: "Analysis of European sovereign CDS spreads before and after the financial crisis". MSc Finance Thesis. 2011
11. D. K. Christopoulos, E. G. Tsionas: "Finantial development and economic growth: evidence from panel unit root and cointegration tests". *Journal of Development Economics* 73: 55-74. 2004
12. G. Cifarelli, G. Paladino: "One size does not fit all. A non-linear analysis of European monetary transmission". *Economics* 22. 2014
13. G. Kapetanios: "Testing for stationarity in finantial variables". *Journal of Banking & Finance* 33: 2346-2362. 2009
14. H. Y. Toda, P. C. B. Philips: "Vector autoregressions and causality". *Econometrica* 6: 1367-1393. 1993
15. Y. Wang: "Finding the Value at Risk for Credit Default Swaps". Uppsala Universitet. 2012
16. Y. Tse: "Index arbitrage with heterogeneous investors: a smooth transition error correction analysis". *Journal of Banking & Finance* 25: 1829–1855.2001
17. J. Huston McCulloch: "Moment ratio estimation of autoregressive / unit root parameters and autocorrelation - consistent standart errors". *Computational Statistics and Data Analysis*. 2015
18. J. H. Kim, P. I. Ji: "Significance testing in empirical finance: A critical review and assessment". *Jurnal of Empirical Finance* 34: 1-14. 2015
19. J. Gyntelberg, P. Hördahl, K. Ters, J. Urban: "Industry dynamics of euro area sovereign CDS and bonds". BIS working paper 423. 2013

20. Kuang-Chung Hsu, Hui-Chu Chiang: "Nonlinear effects of monetary policy on stock returns in a smooth transition autoregressive model". *The Quarterly Review of Economics and Finance* 51: 339-349. 2011
21. L. Liviu Albu, R. Lupu, A. Cantemir Calin, O. C. Popovici: "The effect of ECB's quantitative easing on credit default swap instruments in Central and East Europe". *Procedia Economics and Finance* 8: 122-128. 2014
22. L. Yu, Xiao-wan Hu, K. Guo: "The study of the development of Chinese stock market based on Factor analysis". *Procedia Computer Science* 55: 422-430. 2015
23. M. Butler, D. Kazakov: "The effects of variable stationarity in a financial time-series on artificial neural networks". 2011
24. O. Peia, K. Roszbach: "Finance and growth: Time series evidence on causality". *Journal of Financial Stability* 19:105-118. 2015
25. P. Pedroni: "Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels". *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels* 15: 93-130. 2000
26. R. Kiliç: "Linearity tests and stationarity". *Econometrics Journal* 7: 55-62. 2004
27. R. Petkova: "Do the Fama-French Factors Proxy for innovations in predictive variables?". *The journal of finance* 2. 2006
28. S. Borovkova, H. P. Lopuhaä, B. N. Ruchjana: "Consistency and asymptotic normality of least squares estimators in generalized STAR models". *Statistica Neerlandica* 62(4): 482-508. 2008
29. S. C. Ludvigson, S. Ng: "The empirical risk-return relation: a factor analysis approach". *Journal of Financial Economics* 83: 171-222. 2007
30. S. R. Alimi, C. C. Ofonyelu: "Toda-Yamamoto causality test between money market interest rate and expected inflation: the fisher hypothesis revisited". *European Scientific Journal* 7: 125 - 142. 2013
31. S. R. Das, P. Hanouna, A. Sarin: "Fundamentals-Based versus Market-Based Cross-Sectional models of CDS Spreads". 2006
32. T. Terasvirta: "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models". *Journal of the American Statistical Association*; *ABI/INFORM Global* pg. 208. 1994.

33. V. Lapinskas: "The VILIBOR - EURIBOR spread dynamics during the recent financial crisis". *Ekonomika* 90(4): 100-115.2011
34. W. Wang, P.H.A.J.M. Van Gelder, J. K. Vrijling, J. Ma: "Testing and modelling autoregressive conditional heteroskedasticity of streamflow processes". *Nonlinear Processes in Geophysics* 12: 55-66. 2005

## Priedas

### A Lentelės

Ljung Box autokoreliacijos testo rezultatai			
Šalis	5 lagų p-reikšmė	10 lagų p-reikšmė	15 lagų p-reikšmė
Lietuva	0.09	0.03	0.10
Latvija	0.01	0.05	0.05
Estija	0.04	0.01	0.05

**A.1 lentelė** Autokoreliacijos testo rezultatų p-reikšmės šalių CDS maržų skirtumams

Stacionarumo testo rezultatai			
Šalis	KPSS	ADF	PP test
SP500	0.1	0.1	0.01
iTraxx	0.1	0.03	0.01
EuroSTOXX	0.1	0.01	0.01
DJIA	0.1	0.01	0.01
UKX	0.1	0.01	0.04
NKY	0.09	0.01	0.04
SHCOMP	0.1	0.01	0.09
CCMP	0.1	0.01	0.02

**A.2 lentelė** Stacionarumo testo rezultatų p-reikšmės akcijų biržos rodikliams

Pearsono koreliacijos testo rezultatai ( $p$ -reikšmė $< 0$ )			
	Lietuva		
	Koreliacija	95 proc. pasikliautinis intervalas	t-statistika
Latvija	0.90	[0.839 , 0.937]	16.40
Estija	0.89	[0.838 , 0.937]	16.35

**A.3 lentelė** Pearsono koreliacijos testo rezultatai šalių CDS maržų skirtumams

Kintamieji	$\lambda_{Trace}$		$\lambda_{Max}$		Lagai
	$r = 0$	$r = 1$	$r = 0$	$r \geq 1$	
SP500	43.16***	8.67**	34.49***	8.67**	4
iTRAXX	50.59***	10.11**	40.47***	10.11**	4
EuroSTOXX	44.25***	12.07***	32.18***	12.07***	4
DJIA	47.24***	11.46***	35.79***	11.46***	4
UKXX	51.29***	15.90***	35.39***	15.90***	4
NKY	41.96***	9.85**	32.11***	9.85**	4
SHCOMP	64.14***	17.68***	46.46***	17.68***	4
CCMP	40.96***	6.43**	34.52***	6.43**	4

**A.4 lentelė** Johanseno didžiausio tikėtinumo kointegracijos testo rezultatai Lietuvos CDS maržų skirtumams (\*\*\* $p$ -reikšmė  $< 0.001$ , \*\* $p$ -reikšmė  $< 0.05$ )

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec
2008											0.02	0.05
2009	-0.06	0.02	-0.00	0.02	-0.03	0.07	-0.10	-0.02	-0.07	0.05	0.03	-0.04
2010	-0.04	0.03	-0.11	0.02	0.03	0.02	-0.06	0.07	-0.02	-0.03	0.03	-0.01
2011	0.04	-0.00	-0.05	-0.03	-0.01	0.00	0.04	0.07	0.12	-0.06	0.15	0.06
2012	-0.00	-0.02	-0.02	0.06	0.11	-0.04	-0.05	0.01	-0.04	-0.10	-0.10	-0.02
2013	-0.03	0.00	0.00	-0.04	0.02	0.04	-0.02	0.04	-0.04	-0.00	0.01	-0.01
2014	-0.02	0.02	0.04									

**A.5 lentelė** Lietuvos CDS maržų LSTAR modelio paklaidos

	Lietuvos CDS									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
SP500	-0.57	-0.53	-0.59	-0.60	-0.61	-0.62	-0.62	-0.63	-0.54	
iTRAXX	-0.51	-0.47	-0.48	-0.46	-0.49	-0.49	-0.52	-0.55	-0.62	
EuroSTOXX	-0.64	-0.57	-0.66	-0.68	-0.68	-0.68	-0.67	-0.67	-0.61	
DJIA	-0.55	-0.51	-0.55	-0.55	-0.56	-0.57	-0.57	-0.59	-0.46	
UKX	-0.22	-0.06	-0.23	-0.23	-0.28	-0.26	-0.28	-0.25	-0.26	
NKY	-0.34	-0.20	-0.39	-0.44	-0.43	-0.43	-0.44	-0.46	-0.38	
SHCOMP	-0.08	0.07	-0.08	-0.01	-0.09	-0.05	-0.16	-0.20	-0.27	
CCMP	-0.35	-0.17	-0.39	-0.42	-0.42	-0.40	-0.44	-0.48	-0.48	

**A.6 lentelė** Diferencijuotų Lietuvos CDS maržų ir akcijų DCCA analizės koeficiento ( $\rho$ ) rezultatai ( $N = \overline{2, 10}$ )

	Lietuvos CDS									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
SP500	0.77	-0.58	0.76	-0.61	0.76	-0.62	0.77	-0.60	0.75	
iTRAXX	0.79	-0.62	-0.61	0.77	0.79	-0.59	-0.67	0.75	0.76	
EuroSTOXX	0.84	-0.65	0.83	-0.69	0.82	-0.70	0.80	-0.68	0.74	
DJIA	0.78	-0.55	0.78	-0.58	0.77	-0.58	0.79	-0.56	0.77	
UKX	0.81	-0.22	0.81	-0.37	0.80	-0.46	0.81	-0.51	0.79	
NKY	0.80	-0.35	0.79	-0.45	0.78	-0.44	0.77	-0.43	0.71	
SHCOMP	0.87	-0.08	0.87	-0.22	0.87	-0.37	0.86	-0.52	0.76	
CCMP	0.75	-0.36	0.75	-0.47	0.75	-0.50	0.77	-0.54	0.75	

**A.7 lentelė** Lietuvos CDS maržų ir akcijų DCCA analizės koeficiento ( $\rho$ ) rezultatai ( $N = 2, \overline{10}$ )

	$CDS_{LT}$	$CDS_{LV}$	$CDS_E$
$\phi_{10}$	0.155	-0.14	0.21**
$\phi_{20}$	1.98*	0.12	2.33**
$\phi_{11}$	1.07***	1.86***	1.05***
$\phi_{12}$	-0.14	-0.79**	-0.17
$\phi_{21}$	0.06	-0.87**	0.24
$\phi_{22}$	-0.76*	0.79**	-1.07**
$\gamma$	100	100	100
$c$	2.65**	2.37***	2.56***

**A.8 lentelė** CDS maržų LSTAR modelio parametrai (\*\*\* $p$ -reikšmė  $< 0.001$ , \*\* $p$ -reikšmė = 0.01, \* $p$ -reikšmė = 0.05, .  $p$ -reikšmė = 0.1)

Kaizerio-Majerio-Olkino visų kintamųjų adekvatumo matas		0.838
Bartleto sferiškumo kriterijus	Suderinamumo kriterijus Chi kvadratu	620.72
	Laisvės laipsniai	66
	Reikšmingumas	0.000

**A.9 lentelė** Duomenų tinkamumas faktorių analizei atlikti

Faktoriaus numeris	Pradinės nuosavos reikšmės			Faktorių apkrovų kvadratų suma			Pasuktų apkrovų kvadratų suma
	Iš viso	Variacijos dalis (proc.)	Kumuliatyvi sklaidos dalis (proc.)	Iš viso	Variacijos dalis (proc.)	Kumuliatyvi sklaidos dalis (proc.)	Iš viso
1	6.006	50.054	50.054	6.006	50.054	50.054	4.385
2	1.887	15.721	65.775	1.887	15.721	65.775	2.891
3	1.052	8.767	74.542	1.052	8.767	74.542	1.669

**A.10 lentelė** Išskirtų faktorių statistiniai duomenys (*Bendras variacijos paaiškinimas taikant principinių komponentų metodą*)

	Faktoriaus numeris		
	1	2	3
$\Delta CDS_{LT}$	-0.754		
DebtPGDP		0.880	
i		-0.899	
pi		-0.863	
$\Delta CCMP$	0.506	0.432	0.596
$\Delta DJIA$	0.823		
$\Delta EuroSTOXX$	0.916		
$\Delta iTRAXX$	0.784		
$\Delta NKY$	0.480		0.505
$\Delta SHCOMP$			0.842
$\Delta SP500$	0.874		
$\Delta UKX$	0.550		

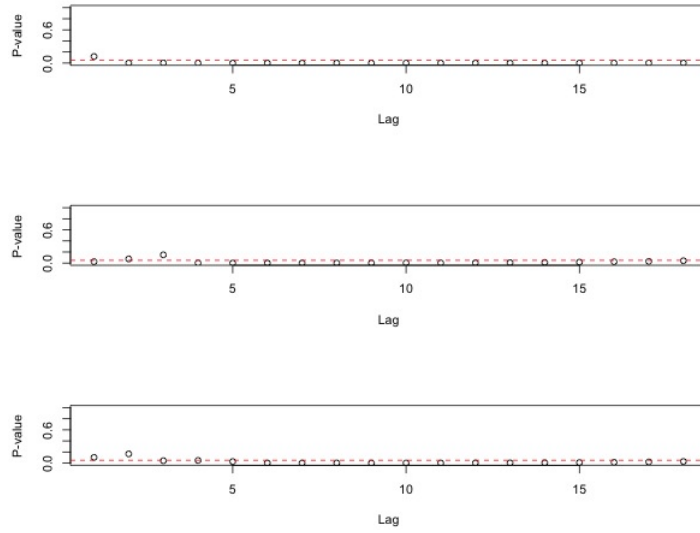
**A.11 lentelė** Pasukta faktorių svorių matrica (*Taikant principinių komponentų metodą, sukimui naudojamas Varimax metodas su Kaiser normalizacija*)

		CDS	Debt % GDP	i	pi	$\Delta$ CCMP	$\Delta$ DJIA	$\Delta$ Euro STOXX	$\Delta$ iTR- AXX	$\Delta$ NKY	$\Delta$ SH- COMP	$\Delta$ SP 500	$\Delta$ UKX
<b>Corr</b>	CDS	1.00	-0.24	0.42	0.39	-0.52	-0.54	-0.70	-0.56	-0.51	-0.17	-0.67	-0.41
	Debt % GDP	-0.24	1.00	-0.78	-0.66	0.35	0.24	0.19	0.24	0.32	-0.09	0.33	0.18
	i	0.43	-0.78	1.00	0.79	-0.47	-0.30	-0.36	-0.34	-0.40	0.01	-0.43	-0.31
	pi	0.39	-0.66	0.79	1.00	-0.53	-0.25	-0.30	-0.37	-0.41	-0.12	-0.41	-0.29
	$\Delta$ CCMP	-0.52	0.35	-0.50	-0.53	1.00	0.49	0.62	0.59	0.78	0.41	0.69	0.29
	$\Delta$ DJIA	-0.543	0.24	-0.30	-0.25	0.49	1.00	0.77	0.69	0.45	0.29	0.92	0.19
	$\Delta$ Euro STOXX	-0.70	0.19	-0.39	-0.30	0.62	0.79	1.00	0.80	0.56	0.29	0.86	0.44
	$\Delta$ iTR- AXX	-0.56	0.25	-0.34	-0.37	0.59	0.68	0.80	1.00	0.49	0.31	0.77	0.39
	$\Delta$ NKY	-0.51	0.32	-0.40	-0.42	0.78	0.45	0.56	0.49	1.00	0.29	0.62	0.28
	$\Delta$ SH- COMP	-0.17	-0.09	0.01	-0.12	0.41	0.25	0.29	0.31	0.29	1.00	0.30	0.03
	$\Delta$ SP 500	-0.67	0.33	-0.43	-0.41	0.69	0.92	0.86	0.76	0.62	0.30	1.00	0.36
	$\Delta$ UKX	-0.41	0.18	-0.31	-0.29	0.29	0.19	0.44	0.32	0.28	0.03	0.36	1.00
<b>Sig</b>	CDS		0.027	0.000	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00
	Debt % GDP	0.03		0.00	0.00	0.00	0.02	0.06	0.02	0.00	0.23	0.00	0.70
	i	0.00	0.00		0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.46	0.00	0.00
	pi	0.00	0.00	0.00		0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.16	0.00	0.01
	$\Delta$ CCMP	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
	$\Delta$ DJIA	0.00	0.02	0.01	0.02	0.00		0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.06
	$\Delta$ Euro STOXX	0.00	0.06	0.00	0.01	0.00	0.00		0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
	$\Delta$ iTR- AXX	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.00	0.01	0.00	0.00
	$\Delta$ NKY	0.000	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		0.01	0.00	0.01
	$\Delta$ SH- COMP	0.08	0.23	0.46	0.16	0.00	0.02	0.01	0.01	0.01		0.01	0.39
	$\Delta$ SP 500	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01		0.00
	$\Delta$ UKX	0.00	0.07	0.00	0.01	0.01	0.06	0.00	0.00	0.01	0.39	0.00	

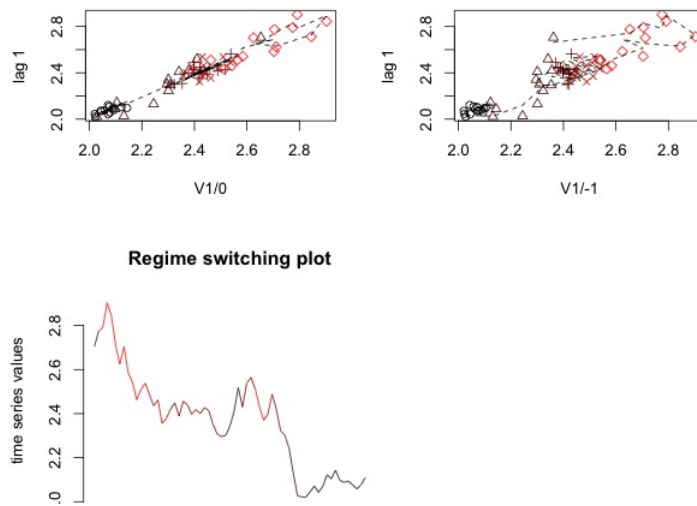
A.12 lentelē Koreliaciju matrica



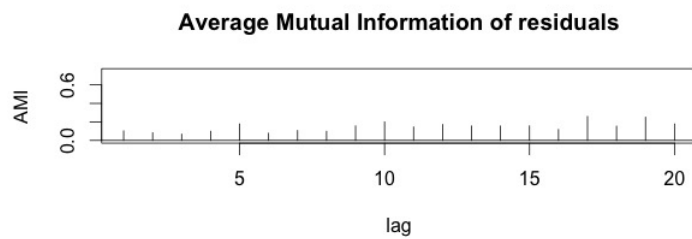
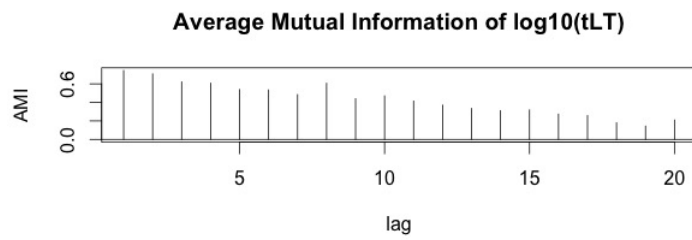
## B Grafikai



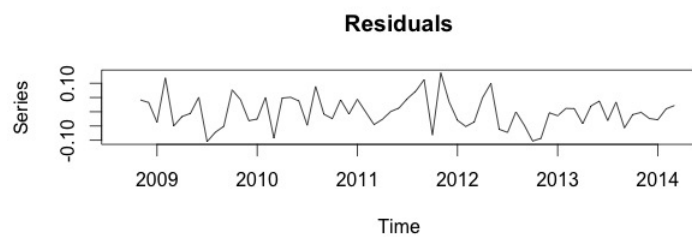
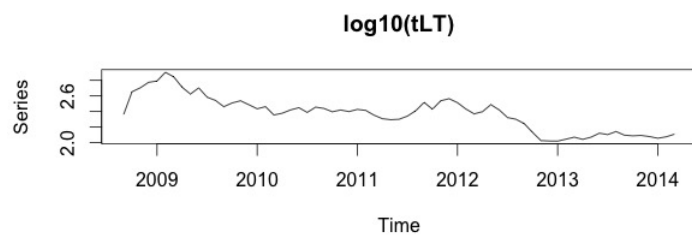
**B.1 grafikas** McLeod-Li heteroskedasitškumo testo rezultatų grafikas šalių CDS maržų skirtumams



**B.2 grafikas** Lietuvos CDS maržos ir LSTAR modelis

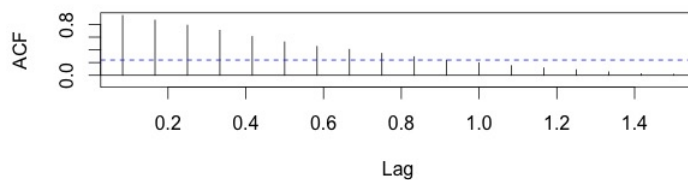


**B.3 grafikas** Lietuvos CDS maržos ir LSTAR modelio paklaidos

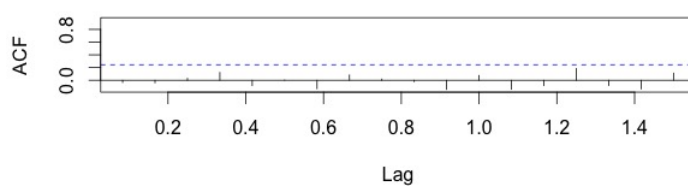


**B.4 grafikas** Logaritmuotos Lietuvos CDS maržos ir LSTAR modelio paklaidos

**ACF of log10(tLT)**

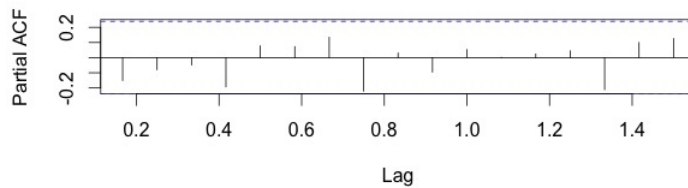


**ACF of Residuals**

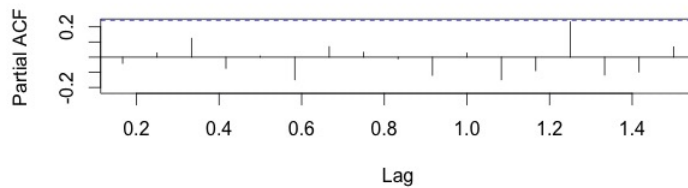


**B.5 grafikas LSTAR modelio paklaidų autokoreliacijos rezultatai**

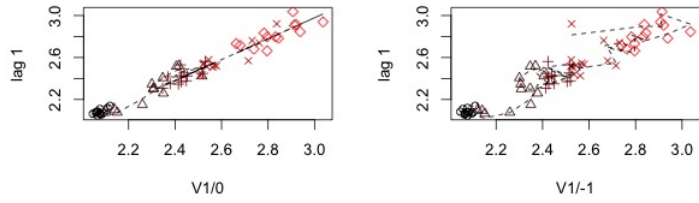
**PACF of log10(tLT)**



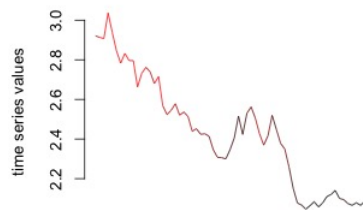
**PACF of Residuals**



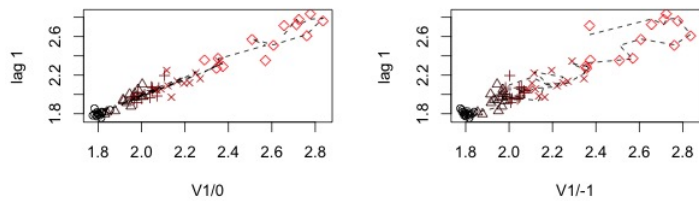
**B.6 grafikas LSTAR modelio dalinės autokoreliacijos rezultatai**



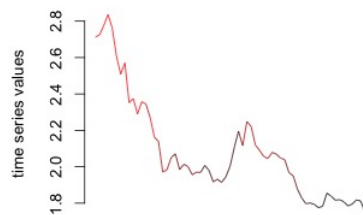
**Regime switching plot**



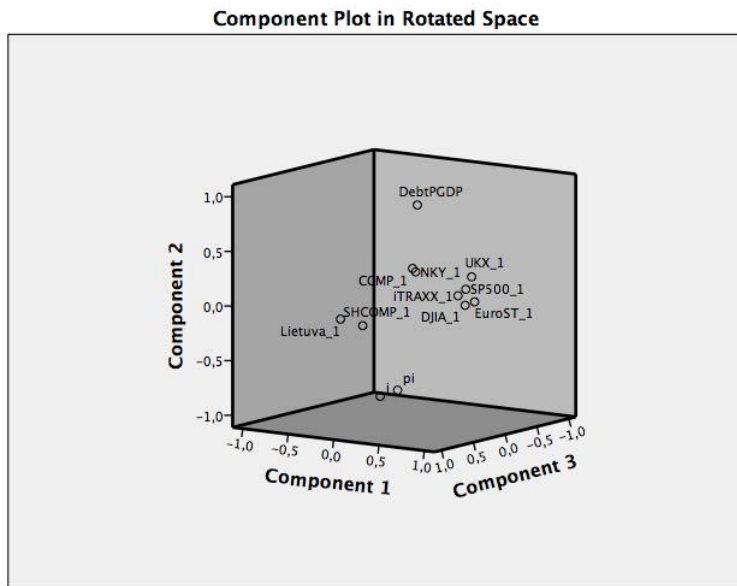
**B.7 grafikas Latvijas CDS maržos ir LSTAR modelis**



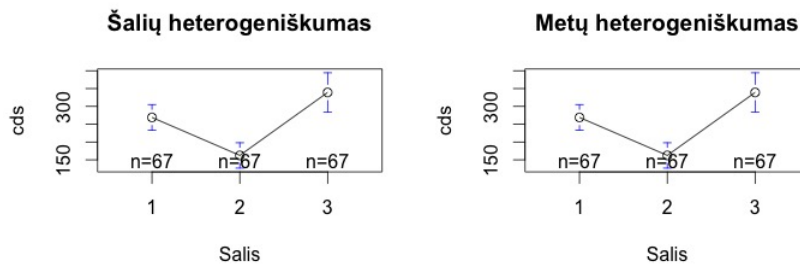
**Regime switching plot**



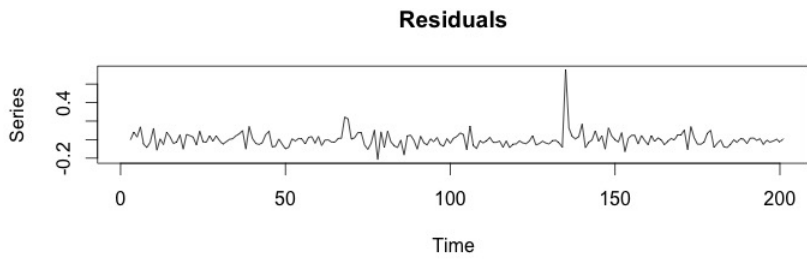
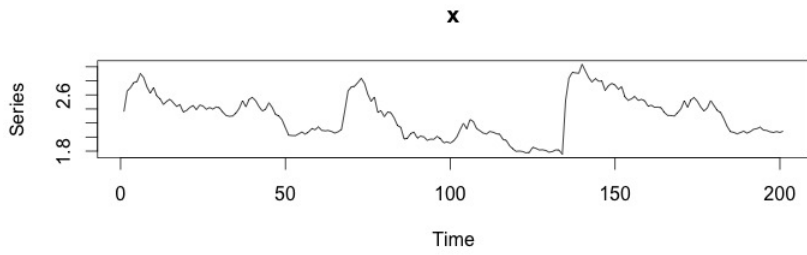
**B.8 grafikas Estijas CDS maržos ir LSTAR modelis**



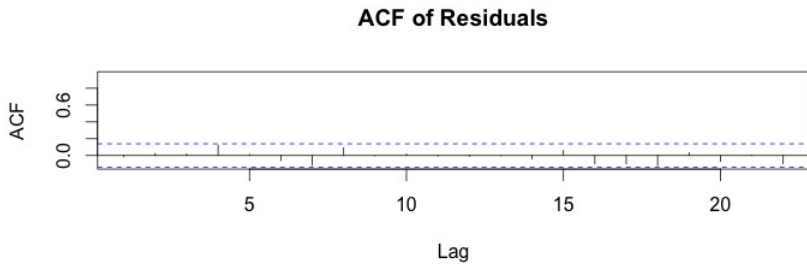
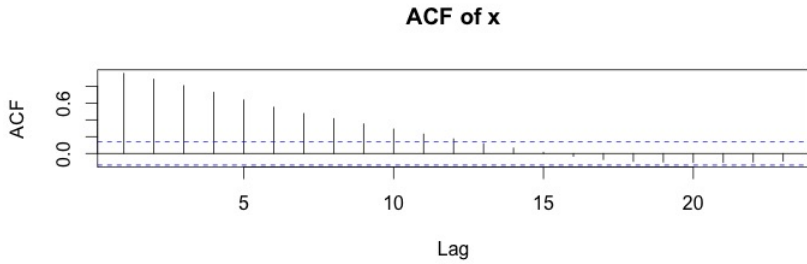
B.9 grafikas Erdvinis komponentų grafikas



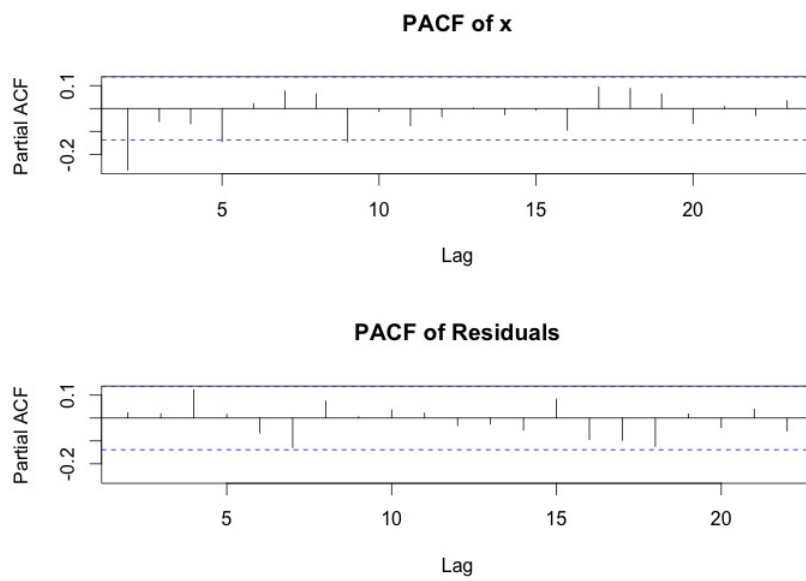
B.10 grafikas Šalies ir metų efektas CDS maržų vidurkiams (95 % pasikliautinis intervalas apie vidurkį yra įtrauktas )



**B.11** grafikas PSTR modelio grafikas šaliu CDS maržoms



**B.12** grafikas PSTR modelio autokoreliacijos testo rezultatai



**B.13** grafikas PSTR modelio dalinės autokoreliacijos testo rezultatai