



VILNIAUS GEDIMINO TECHNIKOS UNIVERSITETAS

FUNDAMENTINIŲ MOKSLŲ FAKULTETAS

MATEMATINĖS STATISTIKOS KATEDRA

Dmitrij Safonov

**BESIVYSTANČIŲ EUROPOS ŠALIŲ SKOLOS VERTYBINIŲ
POPIERIŲ PAJAMINGUMŲ POKYČIŲ ANALIZĖ BEI
PROGNOZAVIMAS
ANALYSIS AND FORECASTING OF EUROPEAN EMERGING
MARKES GOVERNMENT BONDS YIELD CHANGES**

Baigiamasis magistro darbas

Taikomosios statistikos studijų programa, valstybinis kodas 62401P203

Statistinių metodų finansuose ir ekonomikoje specializacija

Statistikos studijų kryptis

Vilnius, 2010

VILNIAUS GEDIMINO TECHNIKOS UNIVERSITETAS

FUNDAMENTINIŲ MOKSLŲ FAKULTETAS

MATEMATINĖS STATISTIKOS KATEDRA

TVIRTINU
Katedros vedėjas

(Parašas)

(Vardas, pavardė)

(Data)

Dmitrij Safonov

**BESIVYSTANČIŲ EUROPOS ŠALIŲ SKOLOS VERTYBINIŲ
POPIERIŲ PAJAMINGUMŲ POKYČIŲ ANALIZĖ BEI
PROGNOZAVIMAS
ANALYSIS AND FORECASTING OF EUROPEAN EMERGING
MARKETS GOVERNMENT BONDS YIELD CHANGES**

Baigiamasis magistro darbas

Taikomosios statistikos studijų programa, valstybinis kodas 62401P203

Statistinių metodų finansuose ir ekonomikoje specializacija

Statistikos studijų kryptis

Vadovas prof. habil. dr. Rimantas Rudzakis _____

(Moksl. laipsnis/pedag. vardas, vardas, pavardė)
(Data)

(Parašas)

Konsultantas doc. dr. A.Kalakienė _____

(Moksl. laipsnis/pedag. vardas, vardas, pavardė)
(Data)

(Parašas)

Konsultantas _____

(Moksl. laipsnis/pedag. vardas, vardas, pavardė)
(Data)

(Parašas)

Vilnius, 2010

Vilniaus Gedimino technikos universitetas

Fundamentinių mokslų fakultetas

Matematinės statistikos katedra

ISBN

ISSN

Egz. sk.

Data-.....-.....

Taikomosios statistikos studijų programos baigiamasis magistro darbas

Pavadinimas: **Besivystančių Europos šalių skolos vertybinių popierių pajamingumų pokyčių analizė bei prognozavimas**

Autorius **Dmitrij Safonov**

Vadovas **prof. habil. dr. Rimantas Rudzkis**

Kalba

☐

lietuvių

☐

užsienio

Anotacija

Darbe atlikta detali aktualių straipsnių, nagrinėjančių įvairių veiksnių įtaka skolos vertybinių popierių pajamingumui, apžvalga. Išskirti keli pagrindiniai pajamingumo pokyčius lemiantys veiksniai: likvidumas, kredito rizika bei bendra makroekonominė padėtis. Siekiant įvertinti nagrinėjamų veiksnių įtaką skolos vertybinių popierių pajamingumo pokyčiams, sukurti vektorinės autoregresijos modeliai skolos vertybinių popierių portfeliams, apibendrinantiems skirtingas skolos vertybinių popierių klases. Palyginus modeliavimo rezultatus, pateikiamos baigiamojo darbo išvados.

Darbą sudaro 18 dalių: įvadas, tikslas, uždaviniai, aktualumas, literatūros apžvalga, pagrindiniai skolos vertybinių popierių rinką charakterizuojantys rodikliai, statistiniai metodai, modelio aprašymas, kintamųjų aprašymas bei transformacijos, statistinė analizė, trendo išskyrimas, stacionarumo patikrinimas, modeliavimas, modelių palyginimas bei scenarijų analizė, išvados, literatūros sąrašas.

Darbo apimtis – 54 p. teksto be priedų, 27 iliustr., 33 lent., 12 bibliografinių šaltinių.

Atskirai pridedami darbo priedai.

Prasminiai žodžiai: Skolos vertybiniai popieriai, likvidumas, spredas, spredo nepastovumas, perteklinė grąža, pajamingumas, kredito rizika.

Vilnius Gediminas Technical University

Fundamental sciences faculty

Mathematical statistics department

ISBN

ISSN

Copies No.

Date-....-....

Applied statistics study programme master thesis.

Title: **Analysis and forecasting of European Emerging markets government bonds yield changes.**

Thesis language

☐

Lithuanian

☐

Foreign (English)

Annotation

A brief survey of relevant researches on different factors' impact on bonds' yields is provided in master thesis. Several main factors were identified: liquidity, credit risk and macroeconomic environment. In order to measure the impact of distinguished factors on the yields' changes vector autoregressive models for fixed income securities portfolios, generalizing different asset classes, were created. The modeling results are described and analyzed, conclusions are made

Structure: introduction, goal, task, relevance, literature overview, the main indicators of fixed income securities market, statistical methods, models' description, variables' description and transformations, statistical analysis, elimination of the trend, stationarity check, modeling, models' comparison and scenario analysis, conclusions, references.

Thesis consist of: 54 p. text without appendixes, 27 pictures 33 tables, 12 bibliographical entries.

Appendixes included.

Keywords: Fixed income securities, liquidity, spread, spread volatility, excess return, yield, credit risk.

IVADAS	8
TIKSLAS	10
UŽDAVINIAI	10
AKTUALUMAS	10
LITERATŪROS APŽVALGA	11
PAGRINDINIAI SKOLOS VERTYBINIŲ POPIERIŲ RINKĄ CHARAKTERIZUOJANTYS RODIKLIAI	15
Pajamingumas	15
Kredito rizikos mainų sandoriai	15
Skirtumas tarp pirkimo bei pardavimo kainos	16
Pirkimo bei pardavimo kainos skirtumo nepastovumas	16
Nerizikingos pajamingumo kreivės nuolydis	16
STATISTINIAI METODAI	17
Stacionaraus proceso sąvoka	17
Eilučių stacionarumo tikrinimas	17
Vektorinė autoregresija (VAR)	18
Vėlavimo eilės parinkimas	19
Modelio vertinimo metodika	19
Stjudento testas	20
Normalusis pasiskirstymas	20
Autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos funkcijos	21
ARCH testas	22
Grangėrio priežastingumo tikrinimas	22
Reakcijos į impulsą analizė	23
MODELIO APRAŠYMAS	24
KINTAMŲJŲ APRAŠYMAS BEI TRANSFORMACIJOS	25
Duomenų šaltinis	25
Kintamųjų aprašymas	25
Kintamųjų transformacijos	25
Matematinis modelis	26
STATISTINĖ ANALIZĖ IR DUOMENŲ TRANSFORMACIJOS	27
TRENDO IŠSKYRIMAS	31
STACIONARUMO PATIKRINIMAS	33
MODELIAVIMAS	35
I portfelio modelis be egzogeninių kintamųjų	35
I portfelio modelis su egzogeniniais kintamaisiais	36
RES eilutės regresinės lygties likučių tikrinimas	38
SPRC eilutės regresinės lygties likučių tikrinimas	40
SPR_VOL eilutės regresinės lygties likučių tikrinimas	41
Grangėrio priežastingumo tikrinimas	43
Reakcijos į impulsus analizė	44
Likusių portfelių VAR modelių sudarymas	45
MODELIŲ PALYGINIMAS BEI SCENARIJŲ ANALIZĖ	49
IŠVADOS	53
LITERATŪRA	55
PRIEDAI	56

LENTELIŲ SĄRAŠAS

1 lentelė. 1 portfelio skolos vp sąrašas	27
2 lentelė. 2 portfelio skolos vp sąrašas	27
3 lentelė. 3 portfelio skolos vp sąrašas	27
4 lentelė. 4 portfelio skolos vp sąrašas	27
5 lentelė. 1 portfelio rodiklių aprašomoji statistika	28
6 lentelė. 2 portfelio rodiklių aprašomoji statistika	28
7 lentelė. 3 portfelio rodiklių aprašomoji statistika	28
8 lentelė. 4 portfelio rodiklių aprašomoji statistika	29
9 lentelė. 1 portfelio rodiklių Spirmeno koreliacijos koeficientai	29
10 lentelė. 2 portfelio rodiklių Spirmeno koreliacijos koeficientai	30
11 lentelė. 3 portfelio rodiklių Spirmeno koreliacijos koeficientai	30
12 lentelė. 4 portfelio rodiklių Spirmeno koreliacijos koeficientai	30
13 lentelė. 1 portfelio rodiklių Dickey Fullerio testo rezultatai	34
14 lentelė. 2 portfelio rodiklių Dickey Fullerio testo rezultatai	34
15 lentelė. 3 portfelio rodiklių Dickey Fullerio testo rezultatai	34
16 lentelė. 4 portfelio rodiklių Dickey Fullerio testo rezultatai	34
17 lentelė. 1 portfelio VAR modelio eilės parinkimo kriterijai	35
18 lentelė. 1 portfelio VAR modelio koeficientų įverčiai	36
19 lentelė. 1 portfelio VAR modelio su egzogeniniais kintamaisiais eilės parinkimo kriterijai	36
20 lentelė. 1 portfelio VAR modelio su egzogeniniais kintamaisiais koeficientų įverčiai	37
18 lentelė. 1 portfelio VAR modelio liekanų kryžminės koreliacijos	37
19 lentelė. 1 portfelio RES eilutės regresinės lygties liekanų testų rezultatai	39
20 lentelė. 1 portfelio SPRC eilutės regresinės lygties liekanų testų rezultatai	41
21 lentelė. 1 portfelio SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų testų rezultatai	42
22 lentelė. RES eilutės priežastingumo testas	43
23 lentelė. SPRC eilutės priežastingumo testas	43
24 lentelė. SPR-VOL eilutės priežastingumo testas	43
25 lentelė. Portfelių VAR modelių eilės parinkimas	45
26 lentelė. Portfelių VAR modelių koeficientų įverčiai	46
27 lentelė. 2 portfelio VAR modelio liekanų kryžminės koreliacijos	46
28 lentelė. 3 portfelio VAR modelio liekanų kryžminės koreliacijos	46
29 lentelė. 3 portfelio VAR modelio liekanų kryžminės koreliacijos	47
30 lentelė. 2 portfelio VAR lygčių liekanų testų rezultatai	47
31 lentelė. 3 portfelio VAR lygčių liekanų testų rezultatai	47
32 lentelė. 4 portfelio VAR lygčių liekanų testų rezultatai	47
33 lentelė. Portfelių VAR modelių koeficientų įverčiai	49

PAVEIKSLŲ SĄRAŠAS

1 pav. 1 portfelio perteklinės grąžos tiesinis modelis	27
2 pav. 1 portfelio perteklinės grąžos log-tiesinis modelis	27
3 pav. 2 portfelio perteklinės grąžos tiesinis modelis	28
4 pav. 2 portfelio perteklinės grąžos log-tiesinis modelis	28
5 pav. 3 portfelio perteklinės grąžos tiesinis modelis	32
6 pav. 3 portfelio perteklinės grąžos log-tiesinis modelis	32
7 pav. 4 portfelio perteklinės grąžos tiesinis modelis	33
8 pav. 4 portfelio perteklinės grąžos log-tiesinis modelis	33
9 pav. RES eilutės regresinės lygties liekanų grafikas	38
10 pav. RES eilutės regresinės lygties liekanų koreliacijos bei dalinės koreliacijos grafikas	38
11 pav. RES eilutės regresinės lygties liekanų kvantilių grafikas	39
12 pav. RES eilutės regresinės lygties liekanų empirinio tankio grafikas	39
13 pav. SPRC eilutės regresinės lygties liekanų grafikas	40
14 pav. SPRC eilutės regresinės lygties liekanų koreliacijos bei dalinės koreliacijos grafikas	40
15 pav. SPRC eilutės regresinės lygties liekanų kvantilių grafikas	40
16 pav. SPRC eilutės regresinės lygties liekanų empirinio tankio grafikas	40
17 pav. SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų grafikas	41
18 pav. SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų koreliacijos bei dalinės koreliacijos grafikas	41
19 pav. SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų kvantilių grafikas	42
20 pav. SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų empirinio tankio grafikas	42
21 pav. 1 portfelio modelio reakcijos į impulsus analizė	44
22 pav. Portfelių perteklinės grąžos pokyčiai didėjant CDS kainoms	50
23 pav. Portfelių spredo dydžio pokyčiai didėjant CDS kainoms	50
24 pav. Portfelių spredo nepastovumo pokyčiai didėjant CDS kainoms	51
25 pav. Portfelių perteklinės grąžos pokyčiai, mažėjant Vokietijos VVP pajamingumo kreivės nuolydžiui	51
26 pav. Portfelių spredo dydžio pokyčiai, mažėjant Vokietijos VVP pajamingumo kreivės nuolydžiui	52
27 pav. Portfelių spredo nepastovumo pokyčiai, mažėjant Vokietijos VVP pajamingumo kreivės nuolydžiui	52

IVADAS

1980 metais vangus industrinių šalių ekonominis augimas, kylančios palūkanų normos bei smunkančios žaliavų kainos sukėlė žymų ekonominį nuosmukį besivystančiose šalyse. Todėl, izoliuotos nuo tarptautinių kapitalo rinkų bei pritrūkusios atsargų, reikalingų užsienio skolos aptarnavimui, besivystančios šalys patyrė ženklias užsienio skolos aptarnavimo problemas.

1989 metais JAV vyriausybė pasiūlė inovacinę skolų restruktūrizavimo programą besivystančioms šalims, orientuotą į Lotynų Amerikos valstybes. Programa sujungė savyje daugiašalę JAV Vyriausybės pagalbą gaunant paskolas bei lengvatines paskolų aptarnavimo sąlygas iš užsienio komercinių bankų-kreditorių toms šalims, sėkmingai įgyvendinančioms daugialypes struktūrines reformas, paremtas Tarptautinio Valiutos Fondo bei Pasaulio Banko. Restruktūrizavimo planas buvo pavadintas jo autoriaus Nikolaso Bredžio (*Nicholas Brady*), buvusio JAV finansų ministro, vardu. Pagal Bredžio planą šalims išduotos užsienio bankų paskolos buvo restruktūrizuojamos mažinant palūkanų normas arba nurašant skolas mainais į emituotus užsienio valiuta denominuotus prekybai skirtus skolos vertybinius popierius, garantuotus JAV Vyriausybės. Tokio tipo skolos vertybiniai popieriai buvo pavadinti Bredžio obligacijomis (*Bready bonds*). Kredito institucijos, kreditavusios valstybes, gavo galimybę nurašyti nelikvidžias „blogas“ paskolas mainais į atitinkamos šalies išleistus kolateralizuotus skolos vertybinius popierius – Bredžio obligacijas, kurioms per pakankamai trumpą terminą atsirado antrinė rinka. Tokiu būdu besivystančių šalių skolos vertybiniai popieriai išsikristalizavo į atskirą aktyvų klasę, o besivystančių rinkų sąvoka tapo pakankamai gerai žinoma net tarp neprofesionalių investuotojų.

Šiuo metu egzistuoja keletas besivystančių šalių sąvokos apibrėžimų, tačiau vieningo formalaus apibrėžimo nėra. Pagal vieną iš apibrėžimų šalis yra priskiriama besivystančių šalių kategorijai, jeigu nors kartą buvo neįvykdžiusi savo tarptautinių finansinių įsipareigojimų. Pagal kitą neformalų apibrėžimą, pateiktą Investopedijoje, prie besivystančių šalių priskiriamos visos šalys, aktyviai liberalizuojančios savo finansines sistemas bei pereinančios nuo uždaros ekonomikos prie atviros rinkos ekonomikos. Dar vienas klasifikavimo būdas, smarkiai praplečiantis besivystančių šalių aibę, yra paremtas tam tikrais makroekonominiais rodikliais (pvz., BVP, BVP tenkantis vienam šalies gyventojui, kt.). Nėra plačiai pripažinto besivystančių šalių baigtinio sąrašo, tačiau geriausiais duomenų šaltiniais gali būti pagrindinių finansinių indeksų kūrėjai, turintys savo klasifikavimo metodologijas, tokie kaip S&P, MSCI, FTSE arba tokios institucijos kaip Pasaulio bankas, TVF, Jungtinės

Tautos. Pvz., Tarptautinių atsiskaitymų bankas (*Bank for International Settlements*) prie besivystančių rinkų priskiria Azijos, Lotynų Amerikos, Rytų Europos, Afrikos bei Vidurinių Rytų šalis.

Spartus ekonomikos globalizavimas lėmė išsivysčiusių šalių ekonomikų priklausomybės išaugimą nuo besivystančių rinkų: laisvas kapitalo judėjimas pakeitė požiūrį į rizikas, siejamas tiek su G-7, tiek su likusio pasaulio ekonomikomis. Pagrindiniu besivystančių šalių ypatumu tapo pasiklojimas tarptautinėmis kapitalo rinkomis, siekiant užtikrinti finansavimo poreikius. Pagal Tarptautinių atsiskaitymų banko duomenis, 2009 metais besivystančių šalių išleisti skolos vertybiniai popieriai sudaro apie 5% bendros kapitalo rinkos dydžio. Pagal Tarptautinio valiutos fondo analitinę išvargą (*World Economic Outlook 2009*), besivystančių šalių 2008 m. BVP augimo tempas buvo +6,1 proc., o išsivysčiusių šalių siekė tik +0,9 proc. Pagal TVF duomenis, 2009 m. išsivysčiusių ekonomikų BVP augimas siekė -3,8 proc., o besivystančių šalių +1,6 proc. -1,3 proc. bendrojo pasaulio BVP augimo kontekste, tai rodo vis didėjančią besivystančių šalių įtaką pasaulio ekonomikai bei jų vaidmens svarbą pasauliniu mastu.

Šiuo metu galima aptikti daugelį analitinių straipsnių, nagrinėjančių bendrovių skolos VP bei išsivysčiusių šalių etaloninių obligacijų emisijų pajamingumo priklausomybę nuo tam tikrų veiksnių: likvidumo, ekonominių rezultatų, įvairių makroekonominių rodiklių ir t.t. Tuo tarpu straipsnių, analizuojančių besivystančių šalių skolos VP pajamingumo pokyčius, aibė yra daug siauresnė. Pagrindinė priežastis – istorinių duomenų stoka ir nenuoseklumas bei analizei tinkamų imčių aibės siaurumas.

TIKSLAS

Darbo tikslas yra nustatyti pagrindinius faktorius, turinčius įtakos besivystančių šalių skolos vertybinių popierių pajamingumo pokyčiams.

UŽDAVINIAI

1. Paruošti aktualios literatūros apžvalgą.
2. Ištirti veiksnius, labiausiai lemiančius besivystančių šalių skolos vertybinių popierių pajamingumo pokyčius.
3. Nustatyti ryšius tarp šių veiksnių.
4. Sukurti modelius, kurie atsižvelgtų į šių rodiklių galimus tarpusavio ryšius.

AKTUALUMAS

Pastaruoju metu vis daugiau besivystančių šalių finansuojamos tarptautinėse kapitalo rinkose, mokėdamos solidžias priemokas didesnio popierių pajamingumo pavidalu už papildomas kredito rizikas. Pagrindiniais investuotojais į tokių tipų vertybinius popierius yra stambūs instituciniai rinkos dalyviai bei įvairios kredito ir investicinės įstaigos. Investicinės bendrovės, veikiančios kaip rinkos formuotojai, nuolat palaiko tokių popierių likvidumą, prekiaudamos jais savo sąskaita. Siekiant efektyviai valdyti prekybinio portfelio rinkos rizikas, atsirandančias iš ilgų pozicijų, būtina vertinti ir prognozuoti ne tik fundamentalius veiksnius, galinčius lemti skolos vertybinių popierių kainų ilgalaikius svyravimus, bet ir techninius veiksnius, netiesiogiai rodančius apie trumpalaikes nuotaikas rinkoje: tokius kaip: spredo dydis, spredo nepastovumas, trumpalaikiai kredito rizikos mainų sandorių kainų svyravimai ir pan. Darbe nagrinėjama kaip tik tokių trumpalaikių veiksnių įtaka tam tikroms apibendrintoms aktyvų klasėms, kas praktikoje gali padėti priiminėti efektyvius trumpalaikius sprendimus, valdant prekybinius skolos vertybinių popierių portfelius.

LITERATŪROS APŽVALGA

Vienas pagrindinių veiksnių, lemiančių vertybinių popierių kainas (pajamingumus) yra likvidumas. Teoriniai bei empiriniai stebėjimai įrodo, kad premija už likvidumo riziką yra įtraukiama į vertybinių popierių kainas. Rinkos mikrostruktūros modeliai aprašyti *Whitelawo (1993)* bei *Vayanos (1998)* straipsniuose parodė, kad transakcijų kaina sąlygoja skirtumus tarp vertybinių popierių likvidumo: nelikvidiems vertybiniais popieriams reikalaujama didesnė grąža nei likvidiems. Empiriniai priemokos už likvidumą įrodymai yra pateikti *Brennano ir Subrahmanyamo (1996)* straipsnyje. Minėtas straipsnis, kuriame buvo nagrinėjamos akcijų rinkų likvidumas sulaukė nemažai kritikos: laukiamosios akcijų grąžos buvo aproksimuotos realizuotomis grąžomis, kurios pagal apibrėžimą yra stochastinio proceso realizacijos. Pagal *Brennano ir Subrahmanyamo (1996)* straipsnyje aprašytą metodologiją, vertinant likvidumo priemoką, pagal du pagrindinius akcijų požymius buvo sukonstruoti 25 akcijų portfeliai. Akcijos buvo surūšiuotos pagal kapitalizacijos dydį bei suskirstytos į kelias grupes pagal šį požymį. Pato, kiekvienoje grupėje akcijos buvo suskirstytos pagal empiriškai įvertintą rinkos gylį bei priskirtos vienam iš penkių portfelių. Pagrindinis tyrimo tikslas buvo patikrinti ar visų portfelių grąžų skirtumai yra statistiškai reikšmingi. Siekiant įvertinti kitus rizikos šaltinius, *Brennano ir Subrahmanyamo (1996)* panaudojo *Famos ir French (1993)* akcijų rinkos modelį.

Fama ir French (1993) atrado tris pagrindinius veiksnius įtakančius akcijų portfelių grąžą: bendros rinkos faktorius (β), dydžio faktorius bei *book-to market* faktorius. Siekiant patikrinti savo modelį *Fama ir French (1993)* suskirstė turimą akcijų imtį į bei sukūrė regresijos modelį, paaiškinantį portfelių betos priklausomybę nuo trijų faktorių. Visais atvejais regresijų laisvieji nariai buvo statistiškai nereikšmingi, kas patvirtino regresijos modelio teisingumą jų nagrinėjamai imčiai.

Pasinaudoję *Fama and French (1993)* metodologija, *Brennanas ir Subrahmanyamas (1996)* sukūrė akcijų portfelių perteklinių grąžų regresinius modelius su trimis *Famos ir French (1993)* egzogeniniais kintamaisiais. Buvo iškelta nulinė hipotezė, kad likvidumas neturi jokios įtakos perteklinei portfelių grąžai. Esant nulinei hipotezei, laisvieji regresijos nariai neturėtų statistiškai reikšmingai skirtis nuo nulio. Nulinė hipotezė buvo taip pat patikrinta alternatyviu regresijos modeliu: prie seno regresijos modelio buvo pridėtas dar vienas egzogeninis kintamasis – likvidumo komponentė. Abiem atvejais nulinė hipotezė buvo atmesta alternatyvos naudai. Alternatyvi hipotezė teigė, kad likvidumas yra papildomas rizikos šaltinis, kuris yra įvertinamas rinkos dalyvių.

Likvidumo įtaka obligacijų kainoms buvo išnagrinėta *Houwelingo, Mentinko ir Vorsot (2003)* straipsnyje. Obligacijų atveju autoriai siūlo vietoje gražos nagrinėti obligacijų pajamingumą iki išpirkimo. Savo straipsnyje *Houwelingas, Mentinkas ir Vorstas (2003)* naudojami *Brennano ir Subrahmanyamo (1996)* metodologijos pagrindai tikrindami ar likvidumas turi įtakos eurai denominuotoms bendrovių obligacijoms. Autorių buvo atliktos keletas *Brennan ir Subrahmanyam (1996)* metodologijos modifikacijų. Pirma, vietoje realizuotos gražos naudojamas pajamingumas iki išpirkimo, aproksimuojant tikėtiną obligacijų grąžą. Toks sprendimas autorių grindžiamas tuo, kad perkant nelikvidžią obligaciją, rinkos dalyvis susiduria su papildomomis operacinėmis sąnaudomis norėdamas likviduoti savo poziciją iki obligacijos išpirkimo dėl didesnio BIS/ASK spreado, nei panašioms likvidžioms obligacijoms. Dėl šios priežasties rinkos dalyvių nelikvidžioms obligacijoms reikalaujamas didesnis pajamingumas. Anot *Houwelingo, Mentinko ir Vorsto (2003)* pajamingumas obligacijų rinkos pajamingumai atspindi obligacijų tikėtinas grąžas iki išpirkimo. Antras pranašumas atskleidžiamas nagrinėjant hipotetinį atvejį, kai likvidžių bei nelikvidžių obligacijų kainų santykiai yra pastovūs. Šiuo atveju, kai realizuotos obligacijų gražos bus vienodos, pajamingumas iki išpirkimo skirsis. Tokiu būdu, darant prielaidą, kad egzistuoja fiksuota priemoka už nelikvidumą, realizuotos obligacijų gražos nėra tinkamos nustatyti, ar likvidumas lemė obligacijų kainas.

Antra, *Brennano ir Subrahmanyamo (1996)* naudojamas trijų faktorių *Famos and French (1993)* modelis acijų rinkoms buvo pakeistas dviejų faktorių obligacijų rinkos modeliu. *Famos ir French (1993)* buvo išskirti du faktoriai, lemiantys obligacijų pajamingumą. Šiais faktoriais buvo paaiškinta septynių portfelių perteklinė grąža: dviejų vyriausybinių obligacijų portfelių su vidutiniais terminais iki išpirkimo nuo 1 iki 5 metų bei nuo 6 iki 10 metų ir penkių bendrovių obligacijų portfelių su svertiniais Moody's reitingais Aaa, Aa, A, Baa ir mažesniu už Baa. Portfelio perteklinė grąža buvo apibrėžta kaip portfelio svertinio pajamingumo skirtumas su vieno mėnesio JAV išdo vekselių pajamingumu. Pirmas obligacijų rinkos faktorius buvo apibrėžtas kaip skirtumas tarp ilgalaikių JAV vyriausybinių obligacijų pajamingumo indekso reikšmių su vieno mėnesio JAV išdo vekselių pajamingumo indekso reikšmėmis. Šis nuolydžiu pavadintas faktorius paaiškino portfelių perteklinės gražos pokyčių dalį, priklausančią nuo JAV Vyriausybinių obligacijų pajamingumo kreivės nuolydžio pokyčių. Antras faktorius buvo apibrėžtas kaip skirtumas tarp ilgalaikių bendrovių obligacijų pajamingumo indekso reikšmių su ilgalaikių vyriausybinių JAV obligacijų pajamingumo indekso reikšmėmis. Šis kredito faktorius paaiškino, kaip rinka vertina kredito riziką, atsirandančią dėl didesnės bendrovių defoltų tikimybės. Šie du faktoriai pakankamai

gerai paaiškino perteklinės gražos pokyčius: visi regresinio modelio egzogeninių kintamųjų įverčiai buvo statistiškai reikšmingi, modelio determinacijos koeficientai R^2 svyravo nuo 79% iki 98% priklausomai nuo modelio, o laisvieji nariai visais atvejais statistiškai nereikšmingi.

Savo tyrime vietoje vyriausybės pajamingumo kreivės *Houwelingas, Mentinkas ir Vorstas (2003)* naudoja palūkanų normų mainų kreivę. Dviejų faktorių modelį autoriai papildė papildomais kintamaisiais: reitingu, terminu iki išpirkimo bei indikatoriumi, kuris lygus 1, jei obligacijos denominuotos eurais ir 0, jei kita valiuta. Taip pat autoriai papildomai nagrinėjo šešis netiesioginius likvidumo matus: emisijos dydį, atkarpos dydį, praleistų kainų skaičių, kainos volatilumą, kotiruotojų skaičių bei pajamingumo volatilumą.

Iškyla natūralus klausimas, ar visi netiesioginiai matai vienodai tinka likvidumo priemonai nustatyti, ar kai kurių įtaka likvidumo priemonai yra didesnė. Šiuo atveju, siekiant ištirti kiekvieno mato įtaką likvidumui, regresinį modelį galima būtų papildyti šešiais kintamaisiais. Tačiau dėl šių kintamųjų stiprios koreliacijos modelis būtų multikolinearus. Dėl šios priežasties *Houwelingas, Mentinkas ir Vortas (2003)* sukonstravo po 4 portfelius neturinčius bendrų elementų pagal kiekvieną likvidumo matą taip, kad į pirmą patektų visos obligacijos su didžiausia tam tikro likvidumo mato reikšme, o į ketvirtą - su mažiausia. Kiekvienam portfeliui buvo sudaryta regresinė lygtis:

$$Y_{pt}^i = \alpha_p^i + \sum_{j=1}^2 \beta_{jp}^i F_{jt} + \sum_{j=1}^3 \gamma_j^i C_{jpt}^i + \delta^i L_{pt}^i + \varepsilon_{pt}^i, \quad (1)$$

kur Y_{pt}^i yra i -tojo portfelio sukurto pagal požymį p perteklinė graža diena t ;

F_{jt} - *Fama-French* faktoriai (nuolydis, kredito faktorius);

C_{jpt}^i - trys portfelio, sukurto pagal požymį p , charakteristikos (reitingas, terminas iki išpirkimo, indikatorius) diena t ;

L_{pt}^i - i -tojo likvidumo mato nuokrypio nuo vidurkio reikšmė dieną t , t.y. jei l_{pt}^i yra likvidumo

mato reikšmė diena t , $\bar{l}_t^i$ - likvidumo mato vidurkis per periodą P , t.y. $\bar{l}_t^i = \frac{1}{P} \sum_{t=1}^P l_{pt}^i$, tai

$$L_{pt}^i = l_{pt}^i - \bar{l}_t^i.$$

ε_{pt}^i - paklaida, kur $E[\varepsilon_{pt}^i] = 0$;

Kiekvieną dieną buvo skaičiuojamas portfelio vidutinis pajamingumas. Kiekvienos atskiros obligacijos pajamingumas buvo skaičiuojamas kaip visų kotiruotojų siūlomų pajamingumų vidurkis. Jei atskirą dieną obligacija nebuvo kotiruojama, ji buvo paprastai ignoruojama. Kas dvi savaites obligacijos buvo surūšiuojamos pagal tam tikrą likvidumo matą ir portfeliai buvo rebalansuojami priklausomai nuo kūrimo požymio. *Houwelingas, Mentinkas ir Vorstas (2003)* pasiūlytas modelis įvertina laike kintančią likvidumo premiją $\alpha^i + \delta^i L_{pt}^i$, kur δ^i parodo tam tikro likvidumo mato nuokrypio nuo vidurkio įtaką. Šiame modelyje atliekant *Waldo* testą tikrinama nulinė hipotezė, kad už tam tikrą likvidumo matą (priklausomai nuo portfelio) likvidumo priemokos nėra: $H_0 : \alpha^i = 0 \wedge \delta^i = 0$. Testo statistika pasiskirsčiusi pagal χ^2 dėsnį su 2 laisvės laipsniais. Laisvųjų narių skirtumas $\alpha_{p_j}^i - \alpha_{p_k}^i$ gali būti traktuojamas, kaip priemoka už investuotojo prisiimamą didesnę p -ojo veiksnio (likvidumo mato) riziką. Atlikus tyrimą, *Houwelingas, Mentinkas ir Vorstas (2003)* gavo rezultatus, rodančius visų šešių likvidumo matų reikšmingumą: visais atvejais nulinė hipotezė buvo atmesta. Visų likvidumo koeficientų įverčių ženklai buvo teigiami. Premija tarp likvidžių bei nelikvidžių portfelių svyravo nuo 9 iki 24 bazinių punktų, priklausomai nuo tiriamo likvidumo mato, didžiausia premija mokama už pajamingumo nepastovumą.

PAGRINDINIAI SKOLOS VERTYBINIŲ POPIERIŲ RINKĄ CHARAKTERIZUOJANTYS RODIKLIAI

Pajamingumas

Skolos vertybinių popierių pajamingumas – rodiklis, parodantis kokią grąžą iki išpirkimo realizuos investuotojas, nupirkęs tam tikrą skolos vertybinį popierių, su sąlyga, kad palūkanos už nupirktą skolos vp bus reinvestuotos tokiu pat pajamingumu, kuriuo buvo nupirktas skolos vp. Tarp pajamingumo bei kainos egzistuoja atvirkštinis ryšys: kuo didesnis pajamingumas, tuo mažesnė kaina. Tarp skolos vp kainos bei pajamingumo egzistuoja funkcinė priklausomybė

$$P(y) = \sum_{k=1}^{n \cdot m} \frac{C_k}{(1 + \frac{y}{m})^k} + \frac{N}{(1 + \frac{y}{m})^{n \cdot m}}, \text{ kur} \quad (2)$$

P -skolos vp kaina;

y – skolos vp metinis pajamingumas iki išpirkimo;

C_k - atkarpos dydis k -tuoju momentu;

n – metų iki skolos vp išpirkimo;

m – metinių palūkanų išmokėjimo skaičius per metus;

N -skolos vp nominali vertė.

Kredito rizikos mainų sandoriai

Kredito rizikos mainų sandoriai (angl. credit default swap(CDS)) – mainų sandoris, pagal kurį draudimo nuo kredito rizikos pirkėjas sumoka draudimo pardavėjui seriją įmokų (dažniausiai kas ketvirtį), už teisę gauti visą ar dalį apdraustų skolos vertybinių popierių nominalios vertės tuo atveju, jei emitentas laiku neišperka savo skolos vp, ar įvyksta kitas CDS sutartyje numatytas draudžiamasis įvykis. Kredito rizikos mainų sandorių kainos nurodomos procentiniais punktais, pvz. kredito rizikos mainų sandorio kaina yra 300 p.p., draudimo pirkėjas nori apdrausti 10 mln. EUR nominalios skolos vp vertės. Tokiu atveju draudimo pirkėjas mokės draudimo pardavėjui po 7500 EUR kas ketvirtį už draudimą. Įvykus draudžiamajam įvykiui draudimo pirkėjas atgaus iš draudimo pardavėjo 10 mln. EUR.

Kredito rizikos mainų sandorių kainos parodo rinkos dalyvių subjektyvų emitento rizikingumo įvertinimą. Pagrindinis šio rodiklio privalumas – operatyvus reagavimas į įvairius rinkos pokyčius bei emitento kredito kokybę. Skirtingai nuo oficialių kredito reitingų, kurie dažniausiai yra peržiūrimi nuo kelių kartų per metus, CDS sandorių kainos yra aukšto dažnio duomenys.

Skirtumas tarp pirkimo bei pardavimo kainos

Rinkos dalyviai, veikiantys kaip rinkos formuotojai, skelbia savo skolos vp pirkimo bei pardavimo kainas. Skirtumas tarp pirkimo ir pardavimo kainos (angl. spread) yra rinkos formuotojo pelnas, kurį jis realizuoja iš vienos dienos sandorių. Pardavėjui spreadas yra siejamas su transakcijos sąnaudomis.

Esant dideliame tam tikro skolos vp pirkėjų bei pardavėjų srautui, rinkos formuotojai, konkuruodami tarpusavyje, mažina skirtumą tarp pirkimo bei pardavimo kainos. Tuo atveju, jei pardavėjų yra daugiau nei pirkėjų, arba pirkėjų/pardavėjų srautas nėra didelis, rinkos formuotojai didina spreadą, įskaičiuodami į jį priemokas už įvairias rizikas, su kuriomis jie susiduria, ilgiau laikydami tam tikrus skolos vp prekybinėje knygoje. Dėl šių priežasčių spreado dydis yra naudojamas kaip netiesioginis likvidumo matas.

Pirkimo bei pardavimo kainos skirtumo nepastovumas

Dažnai būna, kad skolos vp pirkėjų/pardavėjų srautas nėra pastovus, t.y. rinkoje epizodiškai atsiranda likvidumo. Tokiais atvejais padidėjusio aktyvumo laikotarpiais rinkos formuotojai mažina spreadus, sumažėjusio – didina. Siekiant įvertinti laikinus likvidumo padidėjimus, literatūroje rekomenduojama nagrinėti paskutinių penkių darbo dienų spreado nepastovumą.

Nerizikingos pajamingumo kreivės nuolydis

Pajamingumo kreivė – priklausomybė tarp palūkanų normų ar skolinimosi sąnaudų ir termino iki išsipareigojimų padengimo tam tikro skolininko tam tikra valiuta. Pagal grynujų lūkesčių teoriją, normaliomis sąlygomis, didėjant skolinimosi terminui palūkanos taip pat didėja. Grynujų lūkesčių teorija teigia, kad pagal pajamingumo kreivės formą galima spėti apie makroekonominės aplinkos būklę.

Eurais denominuoti skolos vp dažnai palyginami su panašias charakteristikas turinčiais Vokietijos Vyriausybės skolos vp, kurie laikomi likvidumo ir saugumo etalonu. Šiame darbe nagrinėjamas Vokietijos pajamingumo kreivės nuolydis, kuris apskaičiuojamas kaip ilgalaikių (10 metų) Vokietijos Vyriausybės skolos vertybinių popierių pajamingumo skirtumas su trumpalaikiais skolos vp (1 metų). , *Houwelingo Mentinko ir Vorsto (2003)* pajamingumo kreivės nuolydis, naudojamas kaip makroekonominis faktorius.

STATISTINIAI METODAI

Stacionaraus proceso sąvoka

Seka $\{X_t, t \in Z\}$, vadinama stacionaria, jeigu:

- 1) Kiekvienam $t, t \in Z$, $E|X_t|^2 < \infty$.
- 2) Kiekvienam $t, t \in Z$, $EX_t = EX_0$.
- 3) $r(s; t) = r(s + h; t + h)$ su visais s, t, h iš Z , kur $r(s, t) = E[X_s - EX_s][X_t - EX_t]$.

Atskiras stacionarios sekos atvejis- baltasis triukšmas

Seka $\{Z_t\}$ yra vadinama baltuoju triukšmu su vidurkiu 0 ir dispersija δ^2 , jeigu ji yra stacionari, $E Z_t = 0$, ir

$$r(h) = \begin{cases} \delta^2, & \text{kai } h = 0 \\ 0, & \text{kai } h \neq 0 \end{cases}$$

Tokia seka žymima $BT \sim (0, \delta^2)$.

Eilučių stacionarumo tikrinimas

Labai dažnai ekonominiai procesai būna nestacionarūs, integruoti tam tikra eile. Sujungiant juos į modelį galima susidurti su vadinamąja klaidinga regresija. Kintamieji gali būti nesusiję tarpusavyje nei ekonominiais, nei loginiais ryšiais, o įprasti rodikliai, tokie kaip determinacijos koeficientas, t statistika ir F statistika gali parodyti ryšį ten, kur jo iš tikrųjų nėra. Pavyzdžiui, jeigu kintamieji integruoti antra eile, tai jų determinacijos koeficientas yra labai aukštas. Todėl norint kintamuosius įtraukti į regresinį modelį, reikia nustatyti jų integruotumo eilę.

Proceso integruotumui nustatyti yra naudojamas apibendrintas Dickey Fullerio (ADF) testas.

Procesas $\{x_t, t=1, \dots, t\}$ yra integruotas eile d, $x_t \sim I(d)$, jeigu $\Delta^d x_t \sim I(0)$, t.y. $\Delta^d x_t$ - stacionarus plačiąja prasme procesas.

Dickey Fullerio testas siūlo patikrinti, ar regresijoje $x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t(1)$ yra vienetinė šaknis, t.y. parodo, ar procesas $x_t \sim I(0)$.

Regresiją (1) galima perrašyti kaip (2) ir tikrinti hipotezę:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$H_0: \delta = 0;$$

$$H_1: \delta < 0.$$

Jei pagal testo rezultatus nulinės hipotezės atmesti negalima, kintamasis laikomas integruotu (turi stochastinį trendą). Testo statistika yra Stjudento statistika ir laikoma, kad δ turi asimetrišką τ skirstinį. Viena pagrindinių sąlygų yra modelio likučių atitikimo baltojo triukšmo savybėms prielaida. Jeigu tokios prielaidos yra atsisakoma, naudojamas ADF testas. Tokiu atveju regresija (2) yra perrašoma tokiu pavidalu:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

Kur k yra parenkamas pagal informacinį kriterijų. Toliau atliekam tuos pačius veiksmus, kaip ir Dickey Fullerio testo atveju.

Neretai būna, kad duomenų eilutę galima aprašyti tiesiniu ir stochastiniu trendu. Tokiu atveju (3) lygtis yra pertvarkoma.

$$\Delta x_t = c + \beta t + \delta x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

Toliau tikrinimo procedūra yra tokia pati kaip ir DF testo atveju.

Norint patikrinti, ar kintamieji yra integruoti aukštesne, pavyzdžiui antra eile, reikia lygtyje (3) vietoje x_{t-1} naudoti Δx_{t-1} , vietoje $\Delta x_t - \Delta^2 x_t$, ir t.t. Tokiu atveju nulinės hipotezės priimtinumas rodo, kad duomenys yra integruoti antra eile. Tą procesą galima kartoti ir daugiau kartų, tačiau ekonominiai veiksniai retai būna integruoti aukštesne nei antra eile.

Vektorinė autoregresija (VAR)

Procesas Y_t , tenkinantis išraišką:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim BT(0, \Sigma_\varepsilon), \quad (5)$$

yra vadinamas p eilės autoregresija. Čia:

Y_t - n -matis kintamųjų vektorius;

c - n -matis konstantų vektorius;

ε_t - n -matis baltasis triukšmas;

A_i - $n \times n$ dimensijos koeficientų matrica;

Σ_ε - $n \times n$ dimensijos paklaidų kovariacijų matrica.

VAR modelio sudarymo etapai:

- 1) Kintamųjų parinkimas ir duomenų surinkimas.
- 2) Duomenų stacionarumo užtikrinimas.

- 3) Parametrų įvertinimas.
- 4) Vėlavimo eilės p parinkimas.
- 5) Modelio adekvatumo analizė.
- 6) Modelio taikymas.

Vektorinėje autoregresijoje visi kintantieji aprašomi jų pačių ir kitų kintamųjų vėlavimų tiesinės regresijos funkcijos. Sudarant VAR modeli nėra atsižvelgiama į ekonominę modelio struktūrą, tačiau yra labai svarbu ekonomiškai pagrįstai parinkti kintamuosius, kurie bus įtraukti į sistemą. Labai dažnai VAR modelio sudarymas yra vienas pirmų ekonometrinio tyrimo etapų, tačiau vien VAR modelio pagrindų galima daryti tam tikras išvadas.

Vėlavimo eilės parinkimas

Dažniausiai VAR modelio eilė p yra parenkama pagal informacinius kriterijus. Plačiausiai naudojami yra Akeike (AIC) ir Švarco (SC) informaciniai kriterijai, kurie yra skaičiuojami pagal žemiau pateiktas formules.

$$AIC(p) = \ln(|\hat{\Sigma}_{\varepsilon}|) + \frac{2}{T}(pn - n^2); \quad (6)$$

$$SC(p) = \ln(|\hat{\Sigma}_{\varepsilon}|) + \frac{\ln T}{T}(pn - n^2), \quad (7)$$

Modelio eilė p yra parenkama pagal vieno iš šių kriterijų minimalią reikšmę. Kitas klausimas, kokį kriterijų pasirinkti. Rekomenduojama, mažesnėms imtims taikyti AIC, o didesnėms SC. Šiuo atveju, bus taikomas AIC

Dar labai svarbu nustatyti maksimalia eilė. Pats paprasčiausias būdas yra pavaizduotas žemiau.

$$\max(p) = \lfloor \sqrt[3]{T} \rfloor$$

Modelio vertinimo metodika

Vertinant VAR modelį visų pirma bus atsižvelgiama į modelio likučių charakteristikas. Jos turi tenkinti baltojo triukšmo savybes. Tikrinant likučius, svarbios yra tokios jų charakteristikos:

- Modelio likučių kryžminė koreliacija. Modelio likučių koreliacijų matricoje neturi būti reikšmingų kryžminių koreliacijų.
- Matematinė viltis. Pagal baltojo triukšmo reikalavimus, ji neturi reikšmingai skirtis nuo nulio. To tikrinimui bus panaudotas Stjudento testas.

- Duomenų normalumas. Normalumui tikrinti bus naudojami normaliojo atsitiktinio dydžio tankio ir pasiskirstymo funkcijų grafikai.
 - Likučių koreliuotumas. Koreliuotumui tikrinti bus naudojami autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos grafikai.
 - Likučių dispersijos pastovumas. Jam tikrinti bus naudojamas ARCH testas.
- Likučių kryžminės koreliacijos tikrinimas.

Toks tikrinimas atliekamas tikrinant kiekvieno matricos elemento reikšmingumą. Šiuo atveju yra naudojama nulinė hipotezė $H_0 : \forall \rho_{i,j} = 0, i \neq j$, kur ρ yra kryžminės koreliacijos tarp likučių įvertis, prieš alternatyvą $H_1 : \exists \rho_{i,j} \neq 0$. Testo statistika šiuo atveju yra $2T^{-1/2}$, kur T yra stebėjimų skaičius. Kai $|\rho_{i,j}| > 2T^{-1/2}$, nulinė hipotezė apie koreliacijų nereikšmingumą yra atmetama.

Stjudento testas

Stjudento testas yra naudojamas norint nustatyti, ar parametras reikšmingai skiriasi nuo tam tikros reikšmės. Naudojama tokia testo statistika:

$$\tau_i = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{se(\hat{\beta}_i)} \sim t(T-2), \quad (8)$$

Čia:

$\hat{\beta}_i$ - parametro įvertis;

β_i - tikroji arba numatoma parametro reikšmė;

$se(\hat{\beta}_i)$ - kvadratinė šaknis iš parametro įverčio dispersijos;

$t(T-2)$ - Stjudento skirstinys su T-2 laisvės laipsniais.

Naudojant testą, tikrinama nulinė hipotezė $H_0 : \hat{\beta}_i = \beta_i$ prieš alternatyvą $H_1 : \hat{\beta}_i \neq \beta_i$. Jeigu testo statistika yra parametro įverčio pasikliauties intervale su pasirinktu reikšmingumo lygmeniu, nulinė hipotezė yra priimama.

Normalusis pasiskirstymas

Atsitiktinis dydis X yra normalusis su parametrais a ir σ^2 , jeigu jo tankio funkcija turi pavidalą

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(u-a)^2}{2\sigma^2}\right), \quad u \in R \quad (9)$$

Kai parametrai $a=0$ ir $\sigma^2=1$, toks atsitiktinis dydis vadinamas standartiniu normaliuoju.

Tuomet jo tankio funkcija turi tokį pavidalą:

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma^2}\right), \quad u \in R \quad (10)$$

Tikrinant likučius bus atsižvelgiama ar likučių tankio ir pasiskirstymo funkcijų grafikai atitinka normaliojo atsitiktinio dydžio analogiškus grafikus.

Autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos funkcijos

Sekos $\{X_t, t \in T\}$ kovariacinė funkcija yra vadinama dviejų argumentų funkcija $r(s, t) = \text{cov}(X_t, X_s) = E(X_t - EX_t)(X_s - EX_s)$, $s, t \in T$. Tokią dviejų argumentų funkciją galima modifikuoti į vieno argumento funkcija $r(s, t) = r(s - t, 0) = r(s - t) = r(h)$, $h = s - t$. Stacionarios sekos koreliacinė funkcija apibrėžiama lygybe

$$\rho(h) = \frac{r(h)}{r(0)} \quad (11)$$

Stacionarios sekos $\{X_t, t \in T\}$ dalinės autokoreliacijos funkcija apibrėžiama lygybe

$$\alpha(k) = \text{Corr}(\hat{Z}_t, \hat{Z}_{t-k}), \quad \alpha(1) = \rho(1) \quad (12)$$

Čia:

$\hat{Z}_t = X_t - \hat{X}_t$ - skirtumas tarp t -osios modelio nusakytos ir tikrosios aiškinamojo kintamojo reikšmės;

$\hat{Z}_{t-k} = X_{t-k} - \hat{X}_{t-k}$ - skirtumas tarp $t-k$ -osios modelio nusakytos ir tikrosios aiškinamojo kintamojo reikšmės;

Jeigu seka yra stacionari, visų koreliacinės ir dalinės autokoreliacijų funkcijų reikšmių, pradedant nuo $h=1$, absoliutus dydis neturi viršyti skaičiaus $2T^{-1/2}$, kur T yra imties dydis. Jeigu ta sąlyga yra išpildoma, nagrinėjamame procese nėra autokoreliacijos. Tyrime bus naudojami autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos funkcijų grafikai.

ARCH testas

ARCH testas yra naudojamas tikrinant modelio likučių dispersijos pastovumą. Testas yra atliekamas naudojant pagalbinę regresiją

$$e_t^2 = c + \beta_1 * e_{t-1}^2 + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (13)$$

Atliekant testavimą yra tikrinama nulinė hipotezė $H_0 : \beta_1 = 0$ prieš alternatyvą $H_1 : \beta_1 \neq 0$. Jeigu nulinė hipotezė yra priimama, modelio paklaidų dispersija yra pastovi. Eviews paketas nulinei hipotezei tikrinti naudoja F-statistiką, tačiau šiuo atveju tai nėra būtina, kadangi ten naudojama modifikuota pagalbinės regresijos lygtis. Šio atveju testo statistika gali būti Stjudento statistika, apibrėžta anksčiau.

Grangėrio priežastingumo tikrinimas

Darant prielaidas apie ekonominių rodiklių tarpusavio sąveikas, svarbų žinoti kokie rodikliai turi įtaką tiriamiems rodikliams. Šiuo konkrečiu atveju būtų labai svarbu žinoti kaip, pavyzdžiui, perteklinės grąžos padidėjimas lemia obligacijų spredo nepastovumo padidėjimą, t.y. ar perteklinės grąžos padidėjimas yra padidėjusio nepastovumo tikroji priežastis. Taip pat yra labai svarbų žinoti kada perteklinės grąžos padidėjimas realiai turės įtakos spredo nepastovumo padidėjimui. Atsakymus į aukščiau pateiktus klausimus gali duoti Grangerio priežastingumo analizė.

Grangėrio priežastingumo analizė parodo kaip tam tikrą veiksnį veikia kitų rodiklių ankstesnės reikšmės. VAR(p) modelio, kuris užrašytas (14) pavidalu, Granger priežastingumo tikrinimas susiveda į koeficientų reikšmingumo nustatymą.

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{11,p} & a_{12,p} \\ a_{21,p} & a_{22,p} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} x_{t-p} \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

Norint patikrinti ar rodiklis y_t yra Granger priežastis rodikliui x_t , reikia patikrinti nulinę hipotezę:

$$H_0 : a_{12,1} = \dots = a_{12,p} = 0$$

$$H_1 : \exists a_{12,i} \neq 0$$

Šią jungtinę hipotezę galima patikrinti taikant standartinį F-testą. Jo statistika atrodo taip:

$$F = \frac{(ESS_R - ESS_U) / p}{ESS_U / (T - 2p - 1)} \sim F(p, T - 2p - 1) \quad (15)$$

Jeigu nulinė hipotezė yra atmetama, tai y_t yra Grangėrio priežastis rodikliui x_t .

Reakcijos į impulsą analizė

Šokai į tam tikrą sistemos kintamąjį nebūtinai veikia tik jį patį. Kadangi VAR struktūra yra dinaminė, dėl kintamųjų vėlavimų šokai veikia ir kitus sistemos kintamuosius.

Sudarius VAR tipo modelį galima nagrinėti, kaip vienetiniai šokai į vienos sistemos regresinės lygties likučius veikia kitos lygties aiškinamąjį kintamąjį. Analizės schema yra tokia: tariama, kad yra turimas (16) modelis. Tam tikru laiko momentu T į antrąjį modelio kintamąjį ateina šokai, kurie tuo pačiu laiko momentu veikia tik jį patį (17). Tačiau vėliau, dėl kintamųjų vėlavimų, šoko poveikis yra jaučiamas ir kitame kintamajame. Reakcijos į impulsus analizės esmė yra surasti skirtumą (18) ir kelis laikotarpius po laiko momento stebėti šio skirtumo kitimo tendenciją. Kaip taisyklė, poveikis būna reikšmingas kai kintamasis, į kurį atėjo šokas, yra Granger priežastis kitam kintamajam.

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \dots + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (16)$$

$$\begin{bmatrix} y_{1T} \\ y_{2T}^* \end{bmatrix} = \dots + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1T} \\ \varepsilon_{2T} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \varepsilon_{2T}^* \end{bmatrix} \quad (17)$$

$$\begin{bmatrix} r_{1t} \\ r_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{1t}^* \\ y_{2t}^* \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} \quad (18)$$

MODELIO APRAŠYMAS

Nagrinėjant besivystančių šalių skolos vertybinių popierių pajamingumą pokyčius, už pagrindą bus paimtas *Houwelingo, Mentiko, ir Vosto (2003)* straipsnyje aprašytas modelis.

Iš besivystančių Europos šalių skolos vertybinių popierių visumos sukonstruosime 4 portfelius denominuotus eurai pagal du pagrindinius kriterijus – terminą iki išpirkimo bei trijų pagrindinių reitingavo agentūrų (S&P, Moody's, Fitch) svertinį kredito reitingą. Į pirmą portfelį įtrauksim visas 3-5 metų besivystančių Europos šalių Vyriausybės obligacijas su kredito reitingu nuo BB- iki BBB+, į antrą 3-5 metų besivystančių Europos šalių Vyriausybės obligacijas su kredito reitingu nuo A- iki AA, atitinkamai į trečią ir ketvirtą 7-10 metų Vyriausybės obligacijas su reitingais BB- iki BBB+ bei nuo A- iki AA. Atsižvelgiant į duomenų specifiką bei prieinamumą, *Houwelingo Mentiko ir Vosto (2003)* aprašytą modelį modifikuosime. Vietoje *Houwelingo, Mentiko ir Vosto (2003)* darbe aprašytų netiesioginių likvidumo matų naudosime du pagrindinius *F.Fabozzi* rekomenduojamus likvidumo rodiklius: spredo dydį bei 5 dienų spredo nepastovumą. Taip pat į modelį įtrauksime riziką apibūdinančio CDS (kredito rizikos mainų sandoris) kainą bei nuolydžio faktorių. Kiekvienam portfeliui kasdien bus skaičiuojami svertiniai spredo, spredo nepastovumo bei CDS rodikliai.

Kadangi portfelio perteklinė grąža, spredas bei spredo nepastovumas yra tarpusavyje susiję rodikliai, vietoje paprasto regresinio modelio bus naudojamas p -tosios eilės vektorinės autoregresijos modelis.

Visų Europos šalių skolos vertybinių popierių sąrašas pateiktas magistrinio darbo prieduose.

KINTAMŲJŲ APRAŠYMAS BEI TRANSFORMACIJOS

Duomenų šaltinis.

Šiame darbe nagrinėjami kiekvienos darbo dienos skolos vertybinių popierių pajamingumų duomenys nuo 2009 m. 06 mėn 01 d. iki 2010 m. 03 mėn. 08 d. Duomenų šaltinis - Bloomberg sistema.

Kintamųjų aprašymas.

$YTM_ASK_t^i$ – i -tosios obligacijos pardavimo metinis pajamingumas iki išpirkimo laiko momentu t ;

$YTM_BID_t^i$ – i -tosios obligacijos pirkimo metinis pajamingumas iki išpirkimo laiko momentu t ;

$YTM_DBR_t^1$ - Vokietijos 1 metų vyriausybinių obligacijų pajamingumo indekso reikšmė laiko momentu t ;

$YTM_DBR_t^{10}$ - Vokietijos 10 metų vyriausybinių obligacijų pajamingumo indekso reikšmė laiko momentu t ;

$CDS_t^{i,T}$ - i -tosios obligacijos šalies emitento kredito rizikos mainų terminui T sandorio kaina laiko momentu t , kur $T=4, 10$.

YTM_BENC_t - etaloninės emisijos, su kuria palyginamas portfelis, obligacijų vidutinis pajamingumas iki išpirkimo laiko momentu t ;

Kintamųjų transformacijos.

$YTM_MID_t^i$ – vidutinis i -tosios obligacijos pajamingumas iki išpirkimo laiko momentu t , skaičiuojamas pagal formulę:

$$\frac{YTM_ASK_t^i + YTM_BID_t^i}{2} = YTM_MID_t^i$$

$OBL_SPR_t^i$ – i -tosios obligacijos spreadas laiko momentu, t.y. skirtumas tarp i -tosios obligacijos pirkimo ir pardavimo pajamingumų iki išpirkimo laiko momentu, skaičiuojamas pagal formulę:

$$YTM_BID_t^i - YTM_ASK_t^i = OBL_SPR_t^i$$

SLOPE_t - Vokietijos Vyriausybės pajamingumo kreivės nuolydis laiko momentu t

$$SLOPE_t = YTM_DBR_t^{10} - YTM_DBR_t^1$$

ER_t - portfelio perteklinė grąža laiko momentu t :

$$ER_t = \sum_{i=1, \dots, n} (YTM_MID_t^i \cdot w_i - YTM_BENC_t), \text{ kur } w_i - i\text{-tosios obligacijos svoris}$$

portfelyje $w_i = w_k \forall i, k \in N$

SPR_t - portfelio spreadas laiko momentu t :

$$SPR_t = \sum_{i=1, \dots, n} OBL_SPR_t^i \cdot w_i, w_i = w_k \forall i, k \in N$$

SPR_VOL_t - portfelio spredo 5 dienų nepastovumas

$$SPR_VOL_t = \left(\sqrt{\frac{1}{4} \sum_{k=t-5}^t (SPR_m - \frac{1}{5} \sum_{m=t-5}^t SPR_m)^2} \right)^{\frac{1}{72}}$$

CDS_t^T - portfelio kredito rizikos mainų sandorio terminui T kaina laiko momentu t , kur $T=4$,

10.

$$CDS_t^T = \sum_{i=1, \dots, n} CDS_i^{t,T} \cdot w_i, w_i = w_k \forall i, k \in N$$

Matematinis modelis.

$$\begin{pmatrix} ER_t \\ SPR_t \\ SPR_VOL_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} a_{i11} & a_{i12} & a_{i13} \\ a_{i21} & a_{i22} & a_{i23} \\ a_{i31} & a_{i32} & a_{i33} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} ER_{t-i} \\ SPR_{t-i} \\ SPR_VOL_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} CDS_t^T \\ SLOPE_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix},$$

STATISTINĖ ANALIZĖ

Lentelėse pavaizduota portfelių sudėtis: skolos vertybinio popieriaus pavadinimas, išpirkimo data, emitento kredito reitingas bei svertinis portfelio kredito reitingas. Kiekviename portfelyje visų skolos vertybinių popierių svoris yra vienodas.

1 lentelė. Pirmo portfelio skolos vp sąrašas

1 Portfelis		
Pavadinimas	Išpirkimas	Reitingas
LITHUN 4 1/2 03/13	2013.03.05	BBB
BGARIA 7 1/2 01/13	2013.01.15	BBB-
CROATI 5 04/15/14	2014.04.15	BBB-
TURKEY 6 1/2 02/14	2014.02.10	BB
REPHUN 4 1/2 01/14	2014.01.29	BBB
Svertinis portfelio reitingas		BBB -

2 lentelė. Antro portfelio skolos vp sąrašas

2 Portfelis		
Pavadinimas	Išpirkimas	Reitingas
POLAND 5 7/8 02/14	2014.02.03	A-
SLOVAK 4 1/2 05/14	2014.05.20	A+
CZECH 4 1/2 11/14	2014.11.05	A
SLOREP 4 3/8 04/14	2014.04.02	AA
-	-	-
Svertinis portfelio reitingas		A+

3 lentelė. Trečio portfelio skolos vp sąrašas

3 Portfelis		
Pavadinimas	Išpirkimas	Reitingas
LITHUN 4.85 02/18	2018.02.07	BBB
ROMANI 6 1/2 06/18	2018.06.18	BB+
TURKEY 5 1/2 02/17	2017.02.16	BB
REPHUN 5 3/4 06/18	2018.06.11	BBB
Svertinis portfelio reitingas		BBB -

4 lentelė. Ketvirto portfelio skolos vp sąrašas

4 Portfelis		
Pavadinimas	Išpirkimas	Reitingas
POLAND 5 5/8 06/18	2018.06.20	A-
SLOVEN 4 03/22/18	2018.03.22	AA
SLOVAK 4 3/8 05/17	2017.05.15	A+
CZECH 5 06/11/18	2018.06.11	A
Svertinis portfelio reitingas		A+

Darbe nagrinėjami kasdieniniai duomenys, apimantys laikotarpį nuo 2010 m. birželio 1 dienos iki 2010m. kovo 8 dienos imtinai. Duomenų šaltinis – Bloomberg.

5 lentelė. 1 Portfelio rodiklių aprašomoji statistika

1 Portfelis	<i>ER</i>	<i>SPR</i>	<i>SPR_VOL</i>	<i>CDS4</i>
Vidurkis	26,141	0,4102	0,6599	2,574,826
Stand. paklaida	0,0435	0,0094	0,0354	34,260
Mediana	22,980	0,3772	0,5299	2,369,050
Stand. nuokrypis	0,6173	0,1333	0,5012	485,713
Imties dispersija	0,3811	0,0178	0,2512	23,591,717
Ekscesas	0,0063	34,789	27,246	0,5905
Asimetrijos koef.	11,750	16,167	16,892	13,354
Reikšmių diap.	23,506	0,8188	23,860	1,910,690
Minimumas	18,776	0,1866	0,0720	2,023,720
Maksimumas	42,282	10,054	24,580	3,934,410

6 lentelė. 2 Portfelio rodiklių aprašomoji statistika

2 Portfelis	<i>ER</i>	<i>SPR</i>	<i>SPR_VOL</i>	<i>CDS4</i>
Vidurkis	23,130	0,1984	0,2373	865,819
Stand. paklaida	0,0255	0,0034	0,0107	0,9697
Mediana	22,033	0,1928	0,2026	833,488
Stand. nuokrypis	0,3614	0,0481	0,1512	137,477
Imties dispersija	0,1306	0,0023	0,0228	1,889,996
Ekscesas	-10,079	0,4077	17,625	0,1256
Asimetrijos koef.	0,5212	0,3544	13,720	0,9292
Reikšmių diap.	13,695	0,2845	0,7017	583,113
Minimumas	17,048	0,0773	0,0344	668,513
Maksimumas	30,743	0,3618	0,7361	1,251,625

7 lentelė. 3 Portfelio rodiklių aprašomoji statistika

3 Portfelis	<i>ER</i>	<i>SPR</i>	<i>SPR_VOL</i>	<i>CDS4</i>
Vidurkis	31,102	0,2825	0,3869	2,630,716
Stand. paklaida	0,0439	0,0051	0,0158	29,743
Mediana	28,938	0,2808	0,3634	2,503,213
Stand. nuokrypis	0,6228	0,0722	0,2234	421,673
Imties dispersija	0,3878	0,0052	0,0499	17,780,842
Ekscesas	-0,8715	16,240	-0,6659	0,9897
Asimetrijos koef.	0,6710	0,7564	0,4977	14,513
Reikšmių diap.	20,620	0,4390	0,9502	1,706,488
Minimumas	22,893	0,1128	0,0359	2,152,000
Maksimumas	43,513	0,5518	0,9861	3,858,488

8 lentelė. 4 Portfelio rodiklių aprašomoji statistika

4 Portfelis	<i>ER</i>	<i>SPR</i>	<i>SPR_VOL</i>	<i>CDS4</i>
Vidurkis	12,434	0,1561	0,0867	992,427
Stand. paklaida	0,0223	0,0028	0,0075	0,9826
Mediana	11,351	0,1526	0,0392	955,063
Stand. nuokrypis	0,3172	0,0400	0,1061	139,310
Imties dispersija	0,1006	0,0016	0,0112	1,940,739
Ekscesas	-0,6630	32,996	14,172	-0,3731
Asimetrijos koef.	0,8153	13,597	14,667	0,6679
Reikšmių diap.	11,060	0,2594	0,4355	590,688
Minimumas	0,8088	0,0858	0,0008	776,750
Maksimumas	19,148	0,3452	0,4363	1,367,438

Pirminė duomenų analizė parodė kad, 1 portfelio vidutinė perteklinė grąža 0,3011 proc. buvo didesnė už atitinkamo termino konservatyvaus 2 portfelio perteklinę grąžą, tuo tarpu kredito rizikos apsidraudimo sandorio kaina vidutiniškai 170,90 procentinių punktų 1 portfeliui kainavo brangiau. Taip pat, verta atkreipti dėmesį į didesnę 1 portfelio vidutinį spreadą, kuris sąlygoja didesnius operacinius kaštus ir yra maždaug 21,18 procentinių punktų didesnis už 2 portfelio vidutinį spreadą. 1 portfelio 5 dienų vidutinis spredo nepastovumas maždaug du kartus viršija atitinkamą 2 portfelio rodiklį, kas byloja apie žemesnę 1 portfelio likvidumą.

Palyginus 3 ir 4 portfelius, galima pastebėti, kad rizikingesnio 3 portfelio perteklinė grąža vidutiniškai viršijo 186,68 procentiniais punktais 4 portfelio vidutinę perteklinę grąžą, tuo tarpu kai kredito rizikos apsidraudimo sandoris vidutiniškai kainavo tik 163,8283 procentinių punktų brangiau. Kaip ir galima buvo tikėtis, 3 portfelio vidutinis spredas bei vidutinis spredo 5 dienų nepastovumas gerokai viršija 4 portfelio atitinkamus rodiklius. Duomenų grafinis pavaizdavimas pateiktas prieduose.

Siekiant įvertinti koreliaciją tarp nagrinėjamų rodiklių, buvo apskaičiuoti Spirmeno koreliacijos koeficientai:

9 lentelė. 1 Portfelio rodiklių Spirmeno koreliacijos koeficientai

1 Portf.	ER	SPR	SPR_VOL	CDS4	SLOPE
ER	1.0000	0.4634	0.0927	0.9636	0.2066
SPR	0.4634	1.0000	0.0635	0.3858	0.2020
SPR_VOL	0.0927	0.0635	1.0000	0.1430	0.0428
CDS4	0.9636	0.3858	0.1430	1.0000	0.1765
SLOPE	0.2066	0.2020	0.0428	0.1765	1.0000

10 lentelė. 2 Portfelio rodiklių Spirmeno koreliacijos koeficientai

2 Portf.	ER	SPR	SPR_VOL	CDS4	SLOPE
ER	1.0000	-0.4919	0.2427	0.5537	0.3256
SPR	0.4919	1.0000	0.0300	-0.0673	-0.1835
SPR_VOL	0.2427	0.0300	1.0000	0.0792	0.2459
CDS4	0.5537	-0.0673	0.0792	1.0000	0.1371
SLOPE	0.3256	-0.1835	0.2459	0.1371	1.0000

11 lentelė. 3 Portfelio rodiklių Spirmeno koreliacijos koeficientai

3 Portf.	ER	SPR	SPR_VOL	CDS10	SLOPE
ER	1.0000	0.3873	0.4685	0.8272	0.2260
SPR	0.3873	1.0000	0.1637	0.4319	-0.1444
SPR_VOL	0.4685	0.1637	1.0000	0.4297	0.1564
CDS10	0.8272	0.4319	0.4297	1.0000	0.0640
SLOPE	0.2260	-0.1444	0.1564	0.0640	1.0000

12 lentelė. 4 Portfelio rodiklių Spirmeno koreliacijos koeficientai

4 Portf.	ER	SPR	SPR_VOL	CDS10	SLOPE
ER	1.0000	0.6844	0.6516	0.5339	0.2022
SPR	0.6844	1.0000	0.5756	0.4394	0.1977
SPR_VOL	0.6516	0.5756	1.0000	0.4865	0.1361
CDS10	0.5339	0.4394	0.4865	1.0000	0.1043
SLOPE	0.2022	0.1977	0.1361	0.1043	1.0000

Matome, kad rizikingesnių 1 bei 3 portfelių perteklinė grąža labiausiai koreliuoja su kredito rizikos mainų sandorio kaina, kas yra logiška – padidėjus emitento rizikai, investuotojai reikalauja didesnės premijos už prisiimamą riziką didesnio pajamingumo pavidalu. Tuo tarpu, 2 bei 4 portfelių atveju, perteklinės grąžos bei kredito rizikos apsidraudimo kainos koreliacijos yra ženkliai mažesnės. Tai galima paaiškinti tuo, kad rizikingesnių portfelių turėtojai daug jautriau reaguoja į kredito rizikos padidėjimą. Panašios tendencijos pastebimos koreliacijose tarp CDS ir spredo dydžio bei spredo nepastovumo rodiklių – rizikingesnių portfelių spredas bei spredo nepastovumas jautriau reaguoja į rizikos padidėjimą.

Verta pastebėti, kad konservatyvesnių 2 bei 4 portfelių perteklinė grąža jautresnė spredo bei spredo nepastovumo pokyčiams. Priežastis glūdi tame, kad premija už menką likvidumą bei platų spreadą jau užprogramuota rizikingesnių portfelių perteklinėse grąžose, ko negalima pasakyti apie konservatyvesnius portfelius. Perteklinių grąžų koreliacijos su Vokietijos Vyriausybinių obligacijų pajamingumo kreivės nuolydžiu yra panaši visais atvejais - padidėjus nuolydžiui, perteklinė grąža taip pat padidės.

TRENDO IŠSKYRIMAS

Iš portfelių perteklinės grąžos grafikų matosi, kad perteklinė grąža nuo stebėjimo pradžios pastoviai mažėjo. Pagrindine priežastimi galėjo būti kapitalo rinkų stabilizavimas po patirto dėl pasaulinės krizės pradžios šoko. Siekiant eliminuoti rinkos konjunktūros pasikeitimo įtaką stebimam portfelių perteklinės grąžos rodikliui, išskirsim trendus. Dažnai ekonominių duomenų eilučių grafikai primena eksponentinę kreivę. Tokioms eilutėms yra taikoma logaritminė transformacija. Darbe bandysime eliminuoti trendus dviem būdais: sukūrus paprastą tiesinį bei log-tiesinį modelį.

1 Portfelis:

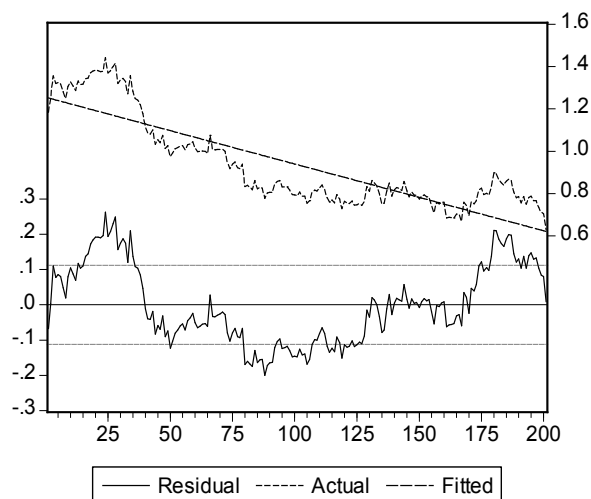


1 pav. 1 portfelio perteklinės grąžos tiesinis modelis

$$ER_i = 3.508492 - 0.008856 \cdot t_i + e_i$$

(0.00) (0.00)

$$R^2 = 0.6962$$



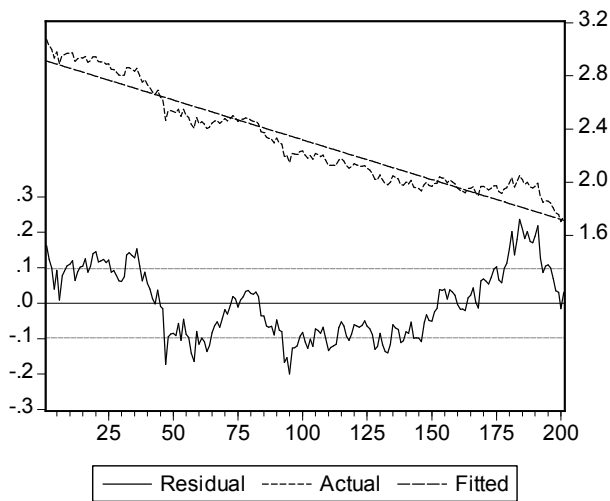
2 pav. 1 portfelio perteklinės grąžos log-tiesinis modelis

$$\ln(ER_i) = 1.254566 - 0.003149 \cdot t_i + e_i$$

(0.00) (0.00)

$$R^2 = 0.7298$$

2 Portfelis:

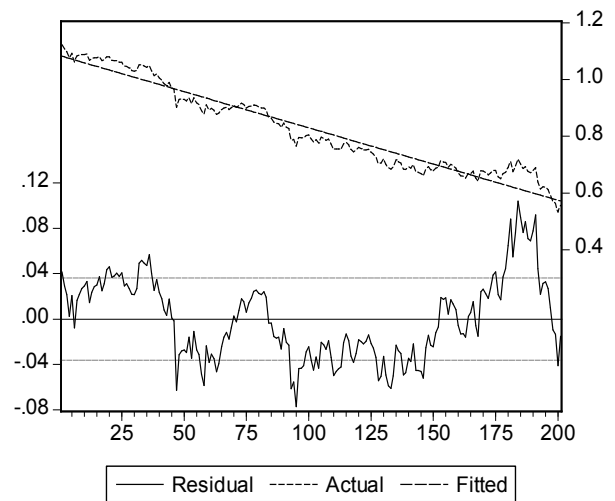


3 pav. 2 portfelio perteklinės grąžos tiesinis tiesinis modelis

$$ER_i = 4.115294 - 0.009951 \cdot t_i + e_i$$

(0.00) (0.00)

$$R^2 = 0.8638$$



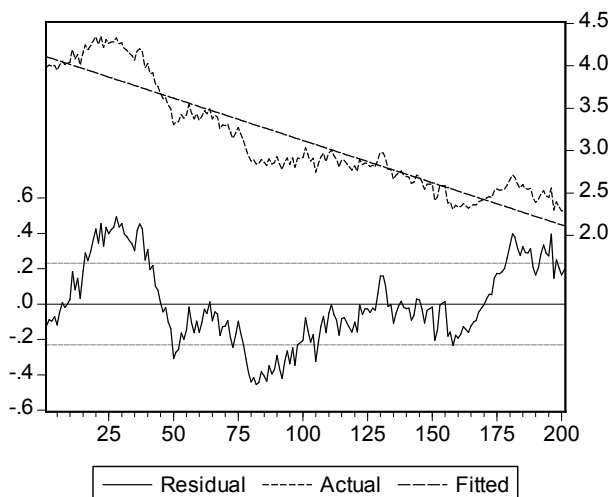
4 pav. 2 portfelio perteklinės grąžos log-tiesinis modelis

$$\ln(ER_i) = 1.431347 - 0.003124 \cdot t_i + e_i$$

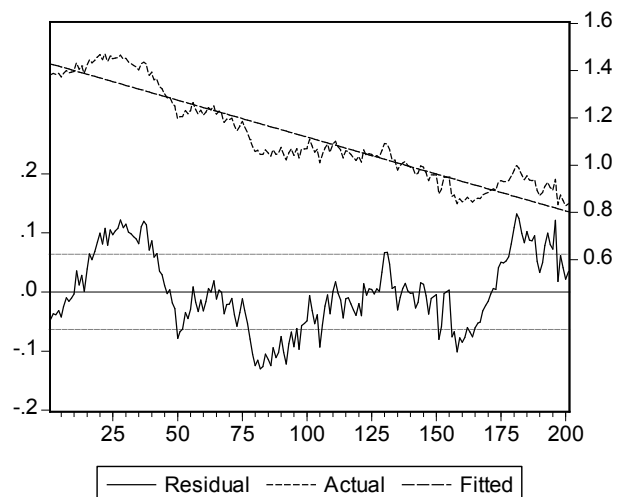
(0.00) (0.00)

$$R^2 = 0.8916$$

3 Portfelis:



5 pav. 3 portfelio perteklinės grąžos tiesinis tiesinis modelis



6 pav. 3 portfelio perteklinės grąžos log-tiesinis modelis

$$ER_i = 4.115294 - 0.009951 \cdot t_i + e_i$$

$$(0.00) \quad (0.00)$$

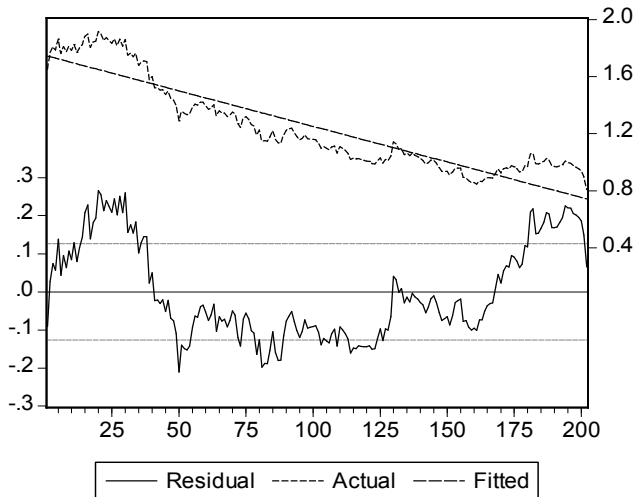
$$R^2 = 0.8638$$

$$\ln(ER_i) = 1.431347 - 0.003124 \cdot t_i + e_i$$

$$(0.00) \quad (0.00)$$

$$R^2 = 0.8916$$

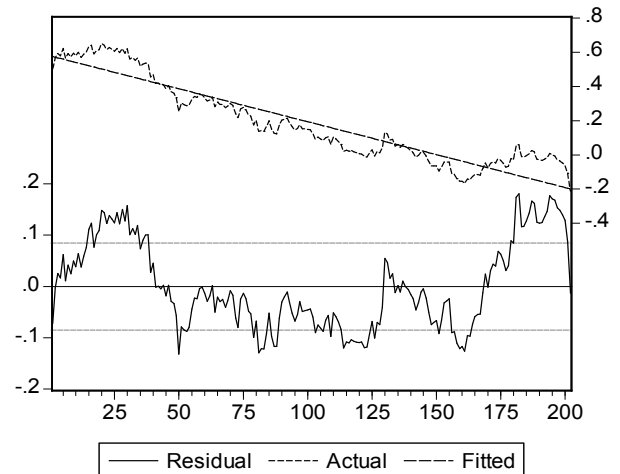
4 Portfelis:



7 pav. 4 portfelio perteklinės grąžos tiesinis tiesinis modelis

$$ER_i = 1.748586 - 0.004978 \cdot t_i + e_i$$

$$R^2 = 0.8414$$



8 pav. 4 portfelio perteklinės grąžos log-tiesinis modelis

$$\ln(ER_i) = 0.578541 - 0.003848 \cdot t_i + e_i$$

$$R^2 = 0.8755$$

Iš aukščiau pateiktų rezultatų matome, kad log-tiesiniai modeliai aprašo daugiau duomenų sklaidos – jų determinacijos koeficientai yra didesni. Siekiant eliminuoti rinkos konjunktūros įtaką perteklinės grąžos pokyčiams, tolimesnėje duomenų analizėje naudosime log-tiesinių modelių likučių eilutes.

STACIONARUMO PATIKRINIMAS

Analizuojant duomenis svarbu yra ištirti duomenų stacionarumą. Tam tikslui bus panaudotas apibendrintas Dickey Fullerio testas. Kadangi toliau šiame darbe bus sudaromi VAR modeliai, kurių endogeniniams kintamiesiems keliami stacionarumo reikalavimas, egzogeniniams kintamiesiems Dickey Fullerio testo netaikysime.

13 lentelė. 1 portfelio rodiklių Dickey Fullerio testo rezultatai

1 Portfelis		ADF kritinės reikšmės			
Kintamieji	ADF Statistika	1%	5%	10%	p-value
RES	-17,587	-25,766	-19,424	-16,156	0,0747
SPR	-15,030	-25,768	-19,424	-16,156	0,1242
SPRC	-46,959	-25,767	-19,424	-16,156	0,0000
SPR_VOL	-20,376	-25,769	-19,425	-16,156	0,0402

14 lentelė. 2 portfelio rodiklių Dickey Fullerio testo rezultatai

2 Portfelis		ADF kritinės reikšmės			
Kintamieji	ADF Statistika	1%	5%	10%	p-value
RES	-29,508	-25,766	-19,424	-16,156	0,0033
SPR	-0,2498	-25,769	-19,425	-16,156	0,5951
SPRC	-17,674	-25,769	-19,425	-16,156	0,0733
SPR_VOL	-18,242	-25,769	-19,425	-16,156	0,0650

15 lentelė. 3 portfelio rodiklių Dickey Fullerio testo rezultatai

3 Portfelis		ADF kritinės reikšmės			
Kintamieji	ADF Statistika	1%	5%	10%	p-value
RES	-21,892	-25,766	-19,424	-16,156	0,0279
SPR	-12,857	-25,767	-19,424	-16,156	0,1828
SPRC	-64,125	-25,766	-19,424	-16,156	0,0000
SPR_VOL	-19,413	-25,766	-19,424	-16,156	0,0501

16 lentelė. 4 portfelio rodiklių Dickey Fullerio testo rezultatai

4 Portfelis		ADF kritinės reikšmės			
Kintamieji	ADF Statistika	1%	5%	10%	p-value
RES	-24,314	-25,765	-19,424	-16,156	0,0149
SPR	-16,275	-25,766	-19,424	-16,156	0,0977
SPRC	-37,569	-25,766	-19,424	-16,156	0,0002
SPR_VOL	-36,373	-25,765	-19,424	-16,156	0,0003

Išvados:

- 1) RES kintamasis yra stacionarus esant bent 10% reikšmingumo lygmeniui.
- 2) SPR kintamasis yra stacionarus esant 10% reikšmingumo lygmeniui 4 portfelio atveju, visais kitais atvejais eilutė turi vienetinių šaknų. Skolos vertybinių popierių pirkimo/pardavimo spredas nėra stacionarus rodiklis, kadangi jis kyla iš investicinių bankų komercinės veiklos ir yra traktuojamas kaip kotiruotojo uždarbis už vienos dienos pirkimo-pardavimo sandorius. Spredas negali būti lygus nuliui, nes tokiu atveju dingsta sisteminės prekybos vertybiniais popieriais ekonominis naudingumas, taip pat jis negali būti neigiamas, nes tai reikštų, kad rinkos dalyvis perka finansines priemones brangiau nei parduoda. Siekiant prieiti prie stacionarios eilutės, išskirsime konstantą.

- 3) SPRC kintamasis yra stacionarus esant 1% reikšmingumo lygmeniui 1,3 bei 4 portfelių atveju, 2 portfelio atveju SPRC yra stacionarus esant 10% reikšmingumo lygmeniui.
- 4) SPR_VOL visais atvejais yra stacionarus bent 10% reikšmingumo lygmeniui.

MODELIAVIMAS

Dabar galima sudaryti VAR modelius. Labai svarbu ekonomiškai pagrįsti pasirinkimą. Toliau bus sudaryti VAR tipo modeliai kiekvienam portfeliui: be egzogeninių ir su egzogeniniais kintamaisiais. Taip galima bus palyginti egzogeninių kintamųjų įtaką nagrinėjamiems modeliams. Lyginant kintamųjų prognozes bus galima vertinti modelių adekvatumą remiantis ne tik standartinėmis procedūromis, tokiomis kaip likučių koreliacijų nustatymas, tačiau ir konkrečiais rezultatais.

I portfelio modelis be egzogeninių kintamųjų.

VAR(p) modelio eilė yra parenkama pagal informacinius kriterijus. Kadangi stebėjimų skaičius nėra didelis, parenkant modelio eilę bus naudojamas Švarco informacinis kriterijus. Iš kitos pusės, vėlavimų skaičių riboja imties dydis. Laiko eilutėse yra po 201 reikšmė. Maksimalus vėlavimų skaičius šiuo atveju gali būti 5. VAR modelio su minėtais kintamaisiais informaciniai kriterijai yra tokie:

17 lentelė. 1 portfelio VAR modelio eilės parinkimo kriterijai

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	140.3647	NA	4.94e-05	-1.40168	-1.351505	-1.381367
1	510.3304	724.8307	1.24e-06	-5.085004	-4.884303*	-5.003750*
2	522.7937	24.03640	1.20e-06*	-5.120344*	-4.769117	-4.97815
3	531.7445	16.98828*	1.20e-06	-5.119842	-4.618089	-4.916708
4	537.5328	10.80882	1.24e-06	-5.08707	-4.434792	-4.822996
5	544.9675	13.65561	1.26e-06	-5.071097	-4.268294	-4.746084

Remiantis Švarco kriterijumi, parenkama modelio eilė. Šiuo atveju ji yra lygi 1.

Modelis atrodo taip:

$$RES_t = c_{10} + c_{11} * RES_{t-1} + c_{12} * SPR_C_{t-1} + c_{13} * SPR_VOL_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$SPR_C_t = c_{20} + c_{21} * SPR_C_{t-1} + c_{22} * RES_{t-1} + c_{23} * SPR_VOL_{t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

$$SPR_VOL_t = c_{30} + c_{31} * SPR_VOL_{t-1} + c_{32} * RES_{t-1} + c_{33} * SPR_C_{t-1} + \varepsilon_{3,t}$$

18 lentelė. 1 portfelio VAR modelio koeficientų įverčiai

	RES	SPRC	SPR_VOL
RES(-1)	0.955520 (0.02123) [44.9989]	0.051803 (0.07359) [0.70390]	-0.056511 (0.19504) [-0.28974]
SPRC(-1)	-0.009793 (0.01770) [-0.55341]	0.484577 (0.06133) [7.90072]	0.923823 (0.16255) [5.68341]
SPR_VOL(-1)	0.000704 (0.00471) [0.14939]	-0.002434 (0.01634) [-0.14894]	0.746750 (0.04331) [17.2428]
C	-0.002125 (0.00390) [-0.02305]	-0.000117 (0.01353) [-0.00868]	0.166971 (0.03585) [4.65807]
R-squared	0.913185	0.248221	0.617906
Adj. R-squared	0.911857	0.236714	0.602364

Visose lygtyse konstantos yra reikšmingos. SPR_VOL lygties atveju kintamieji RES(-1) bei SPRC(-1) yra nereikšmingi. RES bei SPRC lygčių visi koeficientai yra reikšmingi esant bent 10% reikšmingumo lygmeniui.

I portfelio modelis su egzogeniniais kintamaisiais.

Siekiant įvertinti rizikos bei makroekonominės aplinkos įtaka nagrinėjamiems dydžiams, sukursime VAR modelį su egzogeniniais kintamaisiais CDS bei SLOPE. Remiantis Švarco kriterijumi, parenkama modelio eilė.

19 lentelė. 1 portfelio VAR modelio su egzogeniniais kintamaisiais eilės parinkimo kriterijai

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	200.8094	NA	2.61e-05	-2.039.888	-1.937.723	-1.998.507
1	510.9518	604.0471	1.11e-06	-5.193.212	-4.937798*	-5.089758*
2	520.6948	18.66979	1.11e-06	-5.200.992	-4.792.330	-5.035.465
3	528.7476	15.17816	1.12e-06	-5.191.075	-4.629.164	-4.963.474
4	536.0415	13.51853	1.14e-06	-5.173.210	-4.458.050	-4.883.537
5	543.5786	13.73251	1.16e-06	-5.157.891	-4.289.483	-4.806.146

Modelio eilė ji yra lygi 1. Įvertinus modelio su egzogeniniais kintamaisiais koeficientus, buvo pastebėta, kad visais atvejais konstanta buvo nereikšminga, kas parodo, kad parinkti kintamieji pakankamai gerai aprašo stebimus rodiklius. Pagrindinėje dalyje modelis su konstanta yra praleistas ir nukeltas į priedus. Toliau nagrinėjamas VAR(1) modelis be konstantos. Modelis atrodo taip:

$$RES_t = c_{11} * RES_{t-1} + c_{12} * SPR_C_{t-1} + c_{13} * SPR_VOL_{t-1} + c_{14} * CDS_t + c_{15} * SLOPE_t + \varepsilon_{1,t}$$

$$SPR_C_t = c_{21} * SPR_C_{t-1} + c_{22} * RES_{t-1} + c_{23} * SPR_VOL_{t-1} + c_{24} * CDS_t + c_{25} * SLOPE_t + \varepsilon_{2,t}$$

$$SPR_VOL_t = c_{31} * SPR_VOL_{t-1} + c_{32} * RES_{t-1} + c_{33} * SPR_C_{t-1} + c_{34} * CDS_t + c_{35} * SLOPE_t + \varepsilon_{3,t}$$

20 lentelė. 1 portfelio VAR modelio su egzogeniniais kintamaisiais koeficientų įverčiai

	RES	SPRC	SPR_VOL
RES(-1)	0.897997 (0.02631) [34.1316]	-0.133785 (0.09154) [-1.46142]	0.195994 (0.24743) [0.79212]
SPRC(-1)	-0.034668 (0.01859) [-1.86478]	0.404241 (0.06469) [6.24913]	1.027034 (0.17484) [5.87416]
SPR_VOL(-1)	-0.000698 (0.00460) [-0.15169]	-0.009393 (0.01600) [-0.58700]	0.755213 (0.04325) [17.4612]
CDS4	0.000232 (0.00001) [3.51588]	0.000751 (0.00023) [3.27729]	-0.001041 (0.00062) [-1.68128]
SLOPE	-0.022685 (0.00657) [-3.45364]	-0.072543 (0.02285) [-3.17415]	0.165468 (0.06177) [2.67872]
R-squared	0.918366	0.287498	0.643068
Adj. R-	0.916691	0.272883	0.635746

SPRC determinacijos koeficientas padidėjo beveik 4% nuo 0.248221 iki 0.287498, SPR_VOL beveik 3% nuo 0.617906 iki 0.643068. RES lygties determinacijos koeficientas pagerėjo nereikšmingai. Kaip matome, VAR modelis ganėtinai neblogai aprašo nagrinėjamus procesus: pirmos lygties atveju visų endogeninių bei egzogeninių kintamųjų koeficientai yra reikšmingi esant 5% reikšmingumo lygmeniui, o determinacijos koeficientas siekia 0.9184; antros lygties determinacijos koeficientas yra 0.2875, tačiau visi koeficientai yra reikšmingi esant bent 10% reikšmingumo lygmeniui; trečios VAR lygties determinacijos koeficientas pagerėjo ir siekia 0.6431, tačiau koeficientai prie RES(-1) bei SPRC(-1) kintamųjų nėra reikšmingi.

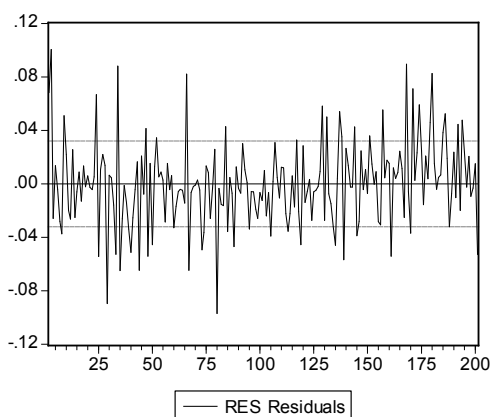
Gauto modelio paklaidų koreliacijų matrica atrodo taip:

18 lentelė. 1 portfelio VAR modelio liekanų kryžminės koreliacijos

	RES	SPRC	SPR_VOL
RES	1.0000	0.0521	0.1322
SPRC	0.0521	1.0000	-0.1096
SPR_VOL	0.1322	-0.1096	1.0000

Dabar galima tikrinti kiekvieno matricos elemento reikšmingumą. Tam bus naudojama teorijos skyriuje aprašyta kryžminės koreliacijos tikrinimo procedūra. Šiuo atveju testo statistika yra lygi 0,14. Gautoje matricoje nėra reikšmingų koeficientų, todėl modelyje nėra kryžminės koreliacijos.

RES eilutės regresinės lygties likučių tikrinimas



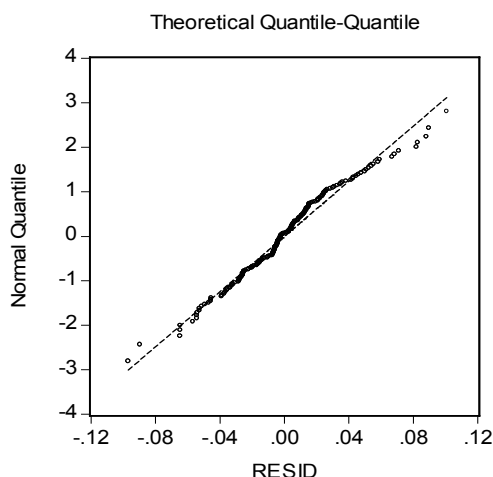
9 pav. RES eilutės regresinės lygties likučių grafikas

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.120	-0.120	2.9263	0.087
		2	-0.027	-0.042	3.0754	0.215
		3	0.121	0.114	6.0810	0.108
		4	0.018	0.047	6.1473	0.188
		5	-0.044	-0.030	6.5393	0.257
		6	0.205	0.190	15.333	0.018
		7	0.076	0.122	16.538	0.021
		8	0.073	0.123	17.645	0.024
		9	0.043	0.039	18.038	0.035
		10	0.029	0.016	18.221	0.051

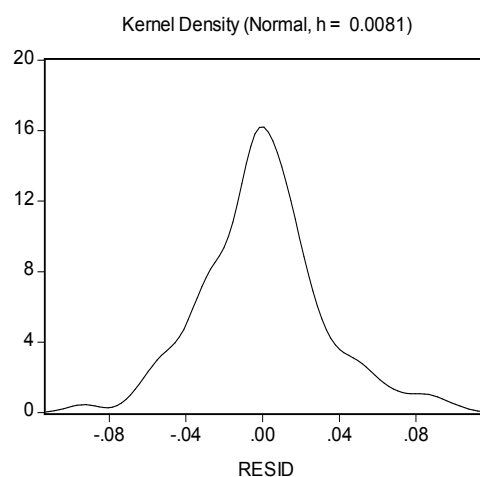
10 pav. RES eilutės regresinės lygties liekanų koreliacijos bei dalinės koreliacijos grafikas

Iš autokoreliacijos grafiko matosi, kad likučių matematinė viltis svyruoja apie nulį ACF ir PACF grafikuose matosi keli reikšmingi stulpeliai, tačiau to yra mažai, kad likučiai būtų autokoreliuoti. Išvada- regresinės lygties likučiuose autokoreliacija yra nereikšminga.

Likučių grafikas byloja apie tai, kad likučių vidurkis gali būti lygus nuliui. Galima taip pat įtarti, kad likučių dispersija nėra pastovi. ASD regresinės lygties koreliacijos ir dalinės autokoreliacijos grafikai neprieštarauja nulinei hipotezei apie likučių nekoreliuotumą. Kitas žingsnis- likučių normalumo tikrinimas.



11 pav. RES eilutės regresinės lygties liekanų kvantilių grafikas



12 pav. RES eilutės regresinės lygties liekanų empirinio tankio grafikas

Iš grafikų galima matyti, kad nagrinėjamos regresinės lygties likučių pasiskirstymas yra normalus. Siekiant tuo įsitikinti, atliksime Kolmogorovo-Smirnovo normališkumo patikrinimo testą.

Paskutinis žingsnis, testuojant atskiros regresinės lygties likučius, yra matematinės vilties ir dispersijos nustatymas. Tam yra naudojami Stjudent ir ARCH LM testai. Žemiau pateikti atliktų testų rezultatai:

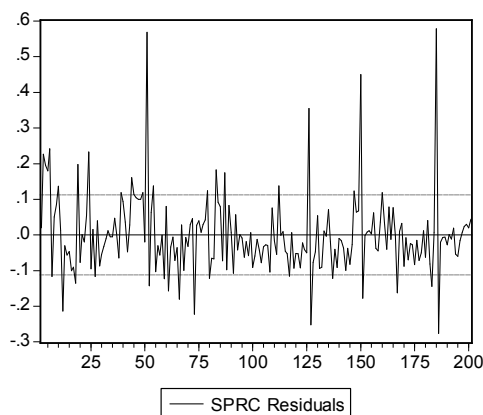
19 lentelė. 1 portfelio RES eilutės regresinės lygties liekanų testų rezultatai

	p-value		
	K-S	t-Testas	ARCH Testas
RES	0.1096	0.9782	0.5023

Matome, kad pagal Kolmogorovo-Smirnovo testą likučiai pasiskirstę pagal normalųjį dėsnį. Stjudento testo rezultatai rodo, kad lygties likučių matematinė viltis reikšmingai nesiskiria nuo nulio, o ARCH LM testo rezultatai rodo, kad lygties likučių dispersija yra pastovus dydis.

Visi aukščiau gauti rezultatai liudija, kad nagrinėtos lygties likučiai yra baltas triukšmas.

SPRC eilutės regresinės lygties likučių tikrinimas

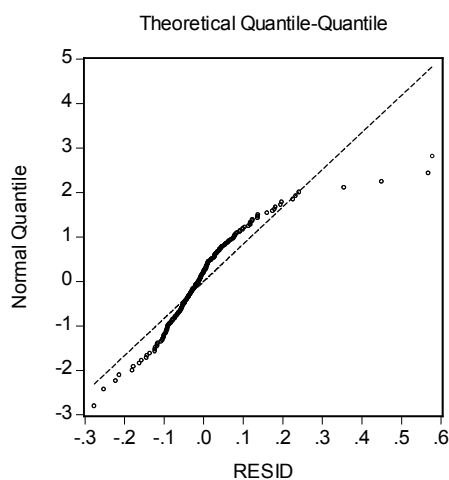


13 pav. SPRC eilutės regresinės lygties liekanų grafikas

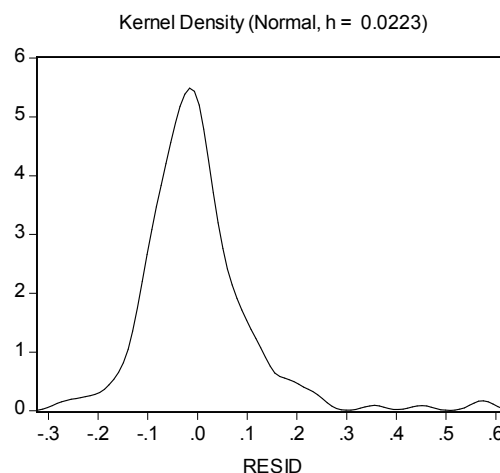
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.089	-0.089	1.6190	0.203
		2	0.097	0.090	3.5335	0.171
		3	0.109	0.127	5.9685	0.113
		4	0.083	0.098	7.3770	0.117
		5	0.099	0.098	9.4220	0.093
		6	0.015	0.005	9.4683	0.149
		7	0.015	-0.023	9.5163	0.218
		8	-0.054	-0.093	10.123	0.256
		9	0.035	-0.002	10.381	0.321
		10	-0.067	-0.066	11.329	0.332

14 pav. SPRC eilutės regresinės lygties liekanų koreliacijos bei dalinės koreliacijos grafikas

Matome, kad regresinės lygties koreliacijos ir dalinės autokoreliacijos grafikai neprieštarauja nulinei hipotezei apie likučių nekoreliuotumą.



15 pav. SPRC eilutės regresinės lygties liekanų kvantilių grafikas



16 pav. SPRC eilutės regresinės lygties liekanų empirinio tankio grafikas

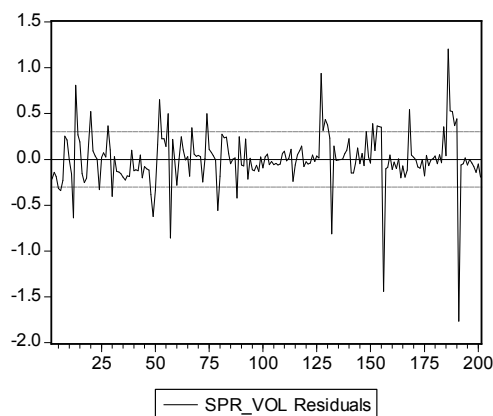
Likučių tankio grafikas yra asimetriškas, tačiau didžiausia jo reikšmė yra ties nuliu. Toks grafikas yra gautas, nes kai-kurių likučių reikšmės yra didesnės, palyginus su kitomis. Atliksime Kolmogorovo-Smirnovo normališkumo testą. Kitas žingsnis- matematinės vilties ir dispersijos tikrinimas. Kaip ir anksčiau, tam bus panaudoti Stjudento ir ARCH LM testai.

20 lentelė. 1 portfelio SPRC eilutės regresinės lygties liekanų testų rezultatai

	K-S	p-value	
		t-Testas	ARCH Testas
SPRC	0.0024	0.9288	0.9771

Matome, kad likučiai nėra pasiskirstę pagal normalųjį dėsnį, tačiau visos kitos gautos statistikos yra reikšmingos, todėl nepaisant likučių nenormališkumo, modelio neatmesime.

SPR_VOL eilutės regresinės lygties likučių tikrinimas.

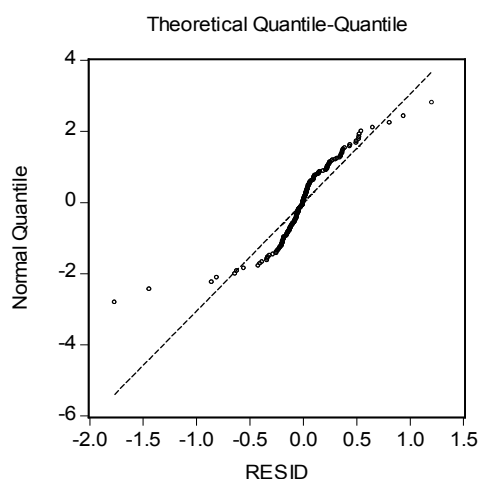


Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.102	0.102	2.1154	0.146
		2	0.056	0.046	2.7621	0.251
		3	-0.069	-0.080	3.7330	0.292
		4	-0.056	-0.045	4.3877	0.356
		5	-0.213	-0.199	13.771	0.017
		6	0.051	0.095	14.313	0.026
		7	-0.002	-0.002	14.314	0.046
		8	0.002	-0.036	14.315	0.074
		9	0.016	0.012	14.371	0.110
		10	-0.002	-0.043	14.372	0.157

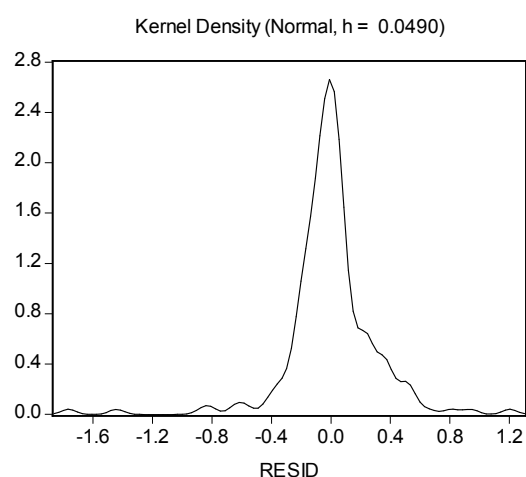
17 pav. SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų grafikas

18 pav. SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų koreliacijos bei dalinės koreliacijos grafikas

Iš grafiko matosi, kad likučių matematinė viltis svyruoja apie nulį ACF ir PACF grafikuose matosi reikšmingas stulpelis penktame lage, tačiau to yra mažai, kad likučiai būtų autokoreliuoti. Išvada- regresinės lygties likučiuose autokoreliacija yra nereikšminga.



19 pav. SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų kvantilių grafikas



20 pav. SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų empirinio tankio grafikas

Likučių tankio grafikas yra asimetriškas, kvantilių grafikas taip pat byloja apie nenormališkumą. Atliksime Kolmogorovo-Smirnov normališkumo, Studento bei ARCH LM testus.

21 lentelė. 1 portfelio SPR_VOL eilutės regresinės lygties liekanų testų rezultatai

	K-S	p-value	
		t-Testas	ARCH Testas
SPR_VOL	0.0007	0.9844	0.0664

Kolmogorovo-Smirnov testas įrodė, kad modelio likučiai nėra pasiskirstę pagal normalųjį dėsnį. Tai leidžia daryti prielaidą apie tiesinio modelio netinkamumą. Visos kitos gautos statistikos yra reikšmingos. Regresinės lygties likučių matematinė viltis pagal Stjudento testą reikšmingai nesiskiria nuo nulio su tikimybe 1. ARCH LM testo rezultatai rodo, kad procese gali būti dispersijos nepastovumas, tačiau hipotezę apie dispersijos pastovumą galima priimti 5 procentų reikšmingumo lygmenyje.

Nepaisant to, kad *SPRC* bei *SPR_VOL* lygčių likučiai nėra pasiskirstę pagal normalųjį dėsnį, jų matematiniai vidurkiai yra lygūs nuliui bei dispersijos yra pastovios, todėl VAR modelį laikysime tinkamu ir neatmetinėsim.

Grangèrio priežastingumo tikrinimas.

Kaip jau buvo minėta teoriniame skyriuje, Grangèrio priežastingumo tikrinimas atliekamas, norint nustatyti, kiek reikšmingas yra vieno modelio kintamojo vėlavimų poveikis kitam kintamajam. Pritaikius Grangèrio priežastingumo tikrinimo procedūrą VAR(1) modeliui, buvo gauti tokie rezultatai:

22 lentelė. RES eilutės priežastingumo testas

Dependent variable: RES

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SPRC	3.477420	1	0.0622
SPR_VOL	0.023010	1	0.8794
All	3.500395	2	0.1737

23 lentelė. SPRC eilutės priežastingumo testas

Dependent variable: SPRC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RES	2.135743	1	0.1439
SPR_VOL	0.344569	1	0.5572
All	2.490249	2	0.2879

24 lentelė. SPR-VOL eilutės priežastingumo testas

Dependent variable: SPR_VOL

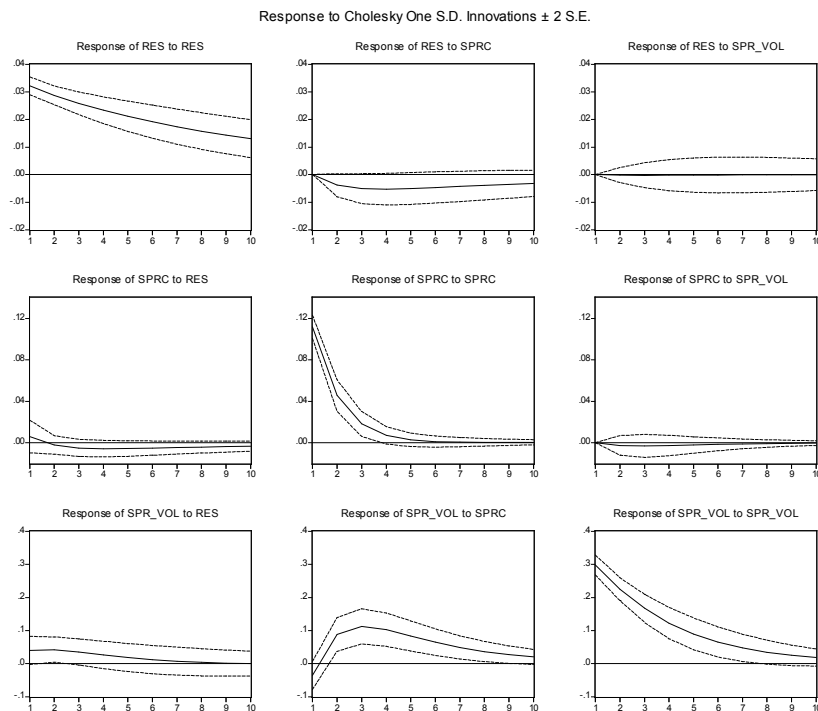
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RES	0.627452	1	0.4283
SPRC	34.50570	1	0.0000
All	34.54145	2	0.0000

Kaip parodė testo rezultatai, spredo dydis yra perteklinės gražos 10% reikšmingumo lygmenyje Granger priežastis. Tai galima paaiškinti tuo, kad investuotojai reikalauja didesnės premijos už padidintas galimas transakcijų sąnaudas.

Taip pat, spredo dydis yra spredo nepastovumo priežastis – kuo platesnis spredas, tuo jautriau jis reaguoja į likvidumo atsiradimą rinkoje.

Panašūs rezultatai buvo gauti, atliekant Granger priežastingumo testą kitiems portfeliams. Testų rezultatai nukelti į priedus.

Reakcijos į impulsus analizė.



21 pav. 1 portfelio modelio reakcijos į impulsus analizė

Reikšmingų reakcijų į impulsus interpretacija.

1. RES pokyčių reakcija į impulsą į RES pokyčius. Pirmais laiko momentais jis yra reikšmingas, vėliau impulso poveikis tampa nereikšmingas.
2. RES pokyčių reakcija į impulsą į SPRC pokyčius. Poveikis nėra reikšmingas.
3. RES pokyčių reakcija į impulsą į SPR_VOL pokyčius. Poveikis nėra reikšmingas.
4. SPRC pokyčių reakcija į impulsą į RES pokyčius. Poveikis nėra reikšmingas.
5. SPRC pokyčių reakcija į impulsą į SPRC pokyčius. Pirmais laiko momentais jis yra reikšmingas, vėliau impulso poveikis tampa nereikšmingas.
6. SPRC pokyčių reakcija į impulsą į SPR_VOL pokyčius. Poveikis nėra reikšmingas.
7. SPR_VOL pokyčių reakcija į impulsą į RES pokyčius. Padidėjus pertekliniai grąžai spredo nepastovumas padidėja, tačiau vėliau impulso poveikis tampa nereikšmingas.
8. SPR_VOL pokyčių reakcija į impulsą į SPRC pokyčius. Didėjant spredo nukrypimams, spredo nepastovumas padidėja, vėliau impulso poveikis gesta ir tampa nereikšmingas.
9. SPR_VOL pokyčių reakcija į impulsą į SPR_VOL pokyčius. Pirmais laiko momentais jis yra reikšmingas, vėliau impulso poveikis tampa nereikšmingas.

Likusių portfelių VAR modelių sudarymas.

Kitų portfelių VAR tipo modelius sudaro aukščiau apibrėžti kintamieji RES, SPRC, SPR_VOL, CDS bei SLOPE. Kaip ir 1 portfelio modelio atveju, Eviews paketo pagalba visų pirma yra sudaromas bet kokios eilės (leistinos ekonomikos teorijos ir techninių apribojimų) VAR modelis ir pagal Schwartz informacinį kriterijų parenkama VAR modelio eilė. Kadangi kiekvienas žingsnis sudarant bei tikrinant 1 portfelio VAR modelį buvo detaliai aprašytas ankstesniam skyriuje, dalis paaiškinimų yra praleista. Iš pradžių bus sukurti modeliai be egzogeninių kintamųjų.

25 lentelė. Portfelių VAR modelių eilės parinkimas

	Be egzogen. Lag	Su egzogen. Lag
2 portfelis	1	1
3 portfelis	1	1
4 portfelis	1	1

Visu portfelių VAR modelių Schwartz kriterijaus nusakyta eilė yra 1.

Visi modeliai be egzogeninių kintamųjų (žr. prieduose) turi reikšmingus laisvuosius narius, tuo tarpu modelių su egzogeniniais kintamaisiais laisvieji nariai visais atvejais yra nereikšmingi, kas parodo, kad nauji kintamieji pakankamai neblogai aprašo duomenis. Dėl šios priežasties laisvieji nariai buvo ištraukti iš modelių su egzogeniniais kintamaisiais ir koeficientai buvo dar kartą įvertinti. Žemiau pateikti VAR lygčių determinacijos koeficientai:

26 lentelė. Portfelio VAR modelių koeficientų įverčiai

	Lygtis	R ²	
		Be egzogen.	Su egzogen.
2 Portfelis	RES	0.850056	0.853825
	SPRC	0.389216	0.391796
	SPR_VOL	0.706278	0.708957
3 Portfelis	RES	0.861321	0.871957
	SPRC	0.270701	0.322018
	SPR_VOL	0.717338	0.725441
4 Portfelis	RES	0.896906	0.911918
	SPRC	0.800983	0.802024
	SPR_VOL	0.762875	0.765698

Matome, kad pridėjus prie lygčių egzogeninius kintamuosius, lygčių determinacijos koeficientai pagerėja. Toliau nagrinėsime portfelio modelius su egzogeniniais kintamaisiais, kurių bendras pavidalas yra:

$$\begin{aligned}
 RES_t &= c_{11} * RES_{t-1} + c_{12} * SPR_C_{t-1} + c_{13} * SPR_VOL_{t-1} + c_{14} * CDS_t + c_{15} * SLOPE_t + \varepsilon_{1,t} \\
 SPR_C_t &= c_{21} * SPR_C_{t-1} + c_{22} * RES_{t-1} + c_{23} * SPR_VOL_{t-1} + c_{24} * CDS_t + c_{25} * SLOPE_t + \varepsilon_{2,t} \\
 SPR_VOL_t &= c_{31} * SPR_VOL_{t-1} + c_{32} * RES_{t-1} + c_{33} * SPR_C_{t-1} + c_{34} * CDS_t + c_{35} * SLOPE_t + \varepsilon_{3,t}
 \end{aligned}$$

Ištirsime modelių koreliacijų matricas bei likučius. Modelių koreliacijų matricos pateiktos apačioje:

27 lentelė. 2 portfelio VAR modelio liekanų kryžminės koreliacijos

2 Portfelis	RES	SPRC	SPR_VOL
RES	1.0000	0.1284	-0.0010
SPRC	0.1284	1.0000	-0.2148
SPR_VOL	-0.0010	-0.2148	1.0000

28 lentelė. 3 portfelio VAR modelio liekanų kryžminės koreliacijos

3 Portfelis	RES	SPRC	SPR_VOL
RES	1.0000	-0.0343	-0.0721
SPRC	-0.0342	1.0000	-0.1867
SPR_VOL	-0.0721	-0.1867	1.0000

29 lentelė. 3 portfelio VAR modelio liekanų kryžminės koreliacijos

4 Portfelis	RES	SPRC	SPR_VOL
RES	1.0000	0.0179	0.0836
SPRC	0.0179	1.0000	-0.2042
SPR_VOL	0.0836	-0.2042	1.0000

Likučių koreliuotumo tikrinimo procedūra analogiška procedūrai 1 portfelio modelio atveju. Testo statistika nesikeičia, kadangi duomenų eilučių ilgis yra toks pat. Jos reikšmė yra 0,14. Kaip matome, kryžminė koreliacija tarp eilučių SPRC bei SPR_VOL yra reikšminga, tačiau ji nėra didelė, todėl modelių neatmetinėsim.

Siekiant įsitikinti modelių adekvatumu, ištirsime modelių likučius:

30 lentelė. 2 portfelio VAR lygčių liekanų testų rezultatai

2 Portfelis	p-value		
	K-S	t-Testas	ARCH Testas
RES	0.3865	0.9157	0.8173
SPRC	0.2584	0.9435	0.0000
SPR_VOL	0.0001	0.9773	0.0000

31 lentelė. 3 portfelio VAR lygčių liekanų testų rezultatai

3 Portfelis	p-value		
	K-S	t-Testas	ARCH Testas
RES	0.9045	0.9914	0.0595
SPRC	0.1778	0.9691	0.0006
SPR_VOL	0.0581	0.7568	0.9333

32 lentelė. 4 portfelio VAR lygčių liekanų testų rezultatai

4 Portfelis	p-value		
	K-S	t-Testas	ARCH Testas
RES	0.6160	0.9960	0.7183
SPRC	0.0012	0.9788	0.0000
SPR_VOL	0.0000	0.9651	0.0525

Kaip matome iš aukščiau pateiktų rezultatų, visų portfelių VAR modelių RES lygčių vidurkiai tenkina baltojo triukšmo reikalavimus.

Antrojo portfelio SPRC bei SPR_VOL likučiai yra heteroskedastiški, be to SPR_VOL lygties likučiai nėra pasiskirstę pagal normalųjį dėsnį.

Trečiojo portfelio lygties SPRC liekanos yra heteroskedastiškos, visų kitų lygčių liekanos tenkina baltojo triukšmo reikalavimus.

Ketvirto portfelio SPRC lygties likučiai yra heteroskedastiški bei nėra pasiskirstę pagal normalųjį dėsnį, SPR_VOL liekanos taip pat nėra normaliai pasiskirsčiusios, tačiau tenkina visus kitus baltojo triukšmo reikalavimus.

Ne pagal Normalųjį skirstinį pasiskirsčiusios liekanos leidžia daryti prielaidą, kad šioms lygtims tiesinis modelis nėra tinkamas, tačiau, kadangi šio darbo rėmuose nagrinėjamos tik tiesinės priklausomybės, likučių nenormališkumas nebuvo pakankama priežastis modelių atmetimui. Iš kitos pusės, keturiose lygtyse buvo pastebėtas liekanų heteroskedastiškumas. Dėl šitos priežasties lygčių koeficientų reikšmingumas kai kuriais atvejais galėjo būti neteisingai įvertintas. Siekiant atsikratyti heteroskedastiškumo, regresinių lygčių koeficientai buvo dar kartą įvertinti naudojant apibendrintą mažiausių kvadratų metodą. AMK metodu įvertintos lygtys tik dviem atvejais padėjo atsikratyti heteroskedastiškumo, tačiau visų lygčių determinacijos koeficientai smarkiai sumažėjo. Regresinių lygčių koeficientų įverčiai, gauti AMK metodu iš esmės kardinaliai nepasikeitė, ženklas prie koeficientų liko tas pats. Lygčių įvertinimas AMK metodu nukeltas į priedus.

Tolimesnei analizei bus naudojami MKM įvertinti modeliai.

MODELIŲ PALYGINIMAS BEI SCENARIJŲ ANALIZĖ

Lentelėje pateikti portfelių VAR modelių koeficientai, koeficientų p -reikšmės bei VAR modelių lygčių determinacijos koeficientai.

33 lentelė. Portfelių VAR modelių koeficientų įverčiai

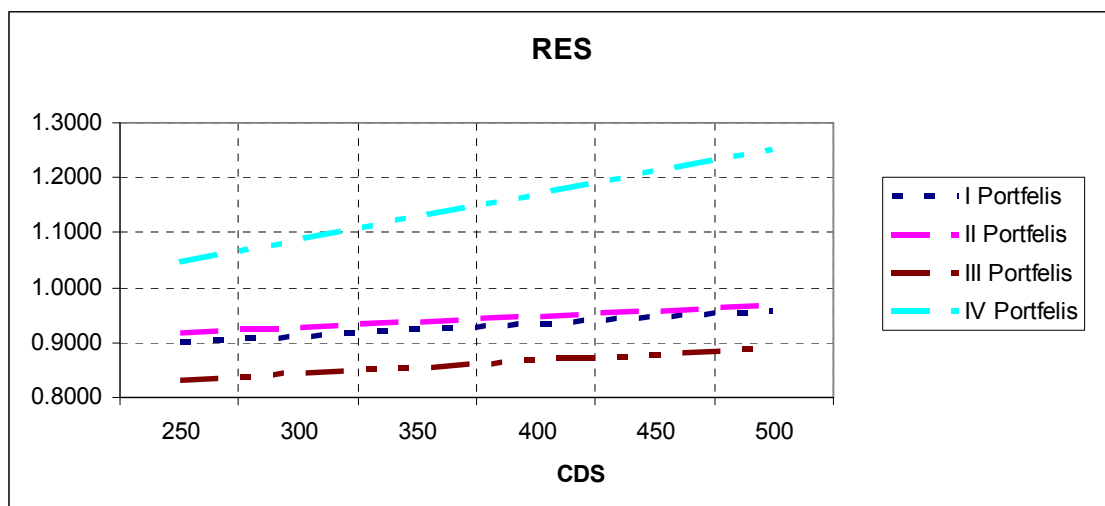
	Lygtis	Koeficientai					R ²
		RES(-1)	SPRC(-1)	SPR_VOL(-1)	CDS	SLOPE	
1 Portfelis	RES	0.897997 (0.02631)	-0.034668 (0.01859)	-0.000698 (0.0046)	0.000232 (0.00001)	-0.022685 (0.00657)	0,918366
	SPRC	-0.133785 (0.09154)	0.404241 (0.06469)	-0.009393 (0.016)	0.000751 (0.00023)	-0.072543 (0.02285)	0,287498
	SPR_VOL	0.195994 (0.24743)	1027034 (0.17484)	0.755213 (0.04325)	-0.001041 (0.00062)	0.165468 (0.06177)	0,643068
2 Portfelis	RES	0.885230 (0.03319)	-0.009498 (0.02087)	0.000302 (0.00684)	0.000189 (0.00001)	-0.006398 (0.00297)	0,853825
	SPRC	0.059894 (0.09035)	0.605584 (0.05683)	0.029294 (0.01862)	-0.000164 (0.00023)	0.002699 (0.00807)	0,391796
	SPR_VOL	0.339638 (0.19464)	0.071340 (0.12243)	0.804729 (0.04011)	-0.000507 (0.00049)	0.034384 (0.01739)	0,708957
3 Portfelis	RES	0.842856 (0.03297)	-0.03127 (0.02581)	-0.01923 (0.00867)	0.000235 (0.00001)	-0.020823 (0.00541)	0,871957
	SPRC	-0.113484 (0.08492)	0.324042 (0.06648)	0.019728 (0.02232)	0.000558 (0.00015)	-0.059981 (0.01393)	0,322018
	SPR_VOL	-0.343649 (0.17013)	0.17017 (0.13318)	0.766613 (0.04471)	0.000649 (0.0003)	-0.030462 (0.02791)	0,725441
4 Portfelis	RES	0.865506 (0.0278)	0.015518 (0.05527)	-0.011385 (0.02236)	0.000823 (0.00018)	-0.0308 (0.00686)	0,911918
	SPRC	0.032976 (0.01932)	0.760085 (0.03841)	0.064266 (0.01554)	-0.000148 (0.00013)	0.003226 (0.00477)	0,802024
	SPR_VOL	-0.081417 (0.05551)	0.316681 (0.11037)	0.754653 (0.04465)	0.000599 (0.00037)	-0.015343 (0.0137)	0,765698

Finansinės krizės pasėkoje, Europos besivystančių šalių ekonominis augimas ženkliai sulėtėjo arba įgijo neigiamą ženklą. Nepaisant drastiškos vyriausybės vykdomos išlaidų mažinimo politikos, šalių biudžeto deficitai lieka ganėtinai dideli. Siekdamas finansuoti biudžeto deficitus, šalys susiduria su būtinybe skolintis lėšas tarptautinėse kapitalo rinkose. Dėl šios priežasties, esant vangiam ekonominiam augimui, skolos bei BVP santykis, parodantis šalies užsiskolinimo lygį, didėja. Visa tai padidina emitentų rizikingumą, kas neigiamai įtakoja kredito rizikos mainų sandorių kainas bei padidina nerizikingų aktyvų paklausą. Dėl padidėjusios nerizikingų aktyvų paklausos, Vokietijos vyriausybės pajamingumo kreivės nuolydis mažėja.

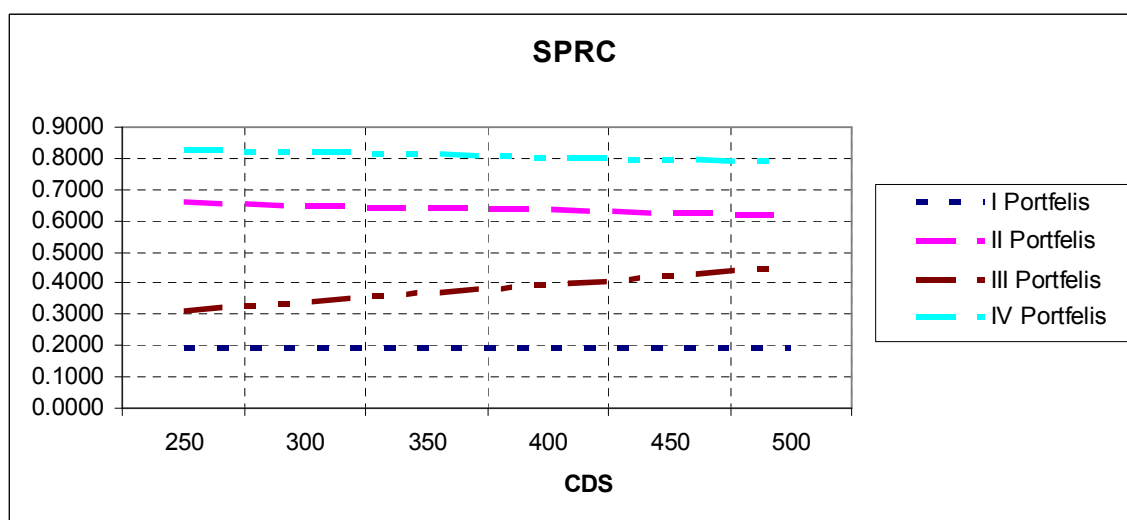
Šioje dalyje, naudodamiesi įvertintais VAR modeliais, išnagrinėsime portfelių charakteristikų pokyčius, dviem pagrindiniais scenarijais:

- A) Kredito rizikos mainų sandorių kainos padidėjimas nuo 250 iki 500 procentinių punktų;
- B) Vokietijos Vyriausybės pajamingumo kreivės nuolydžio sumažėjimą nuo 2,5% iki 0%;

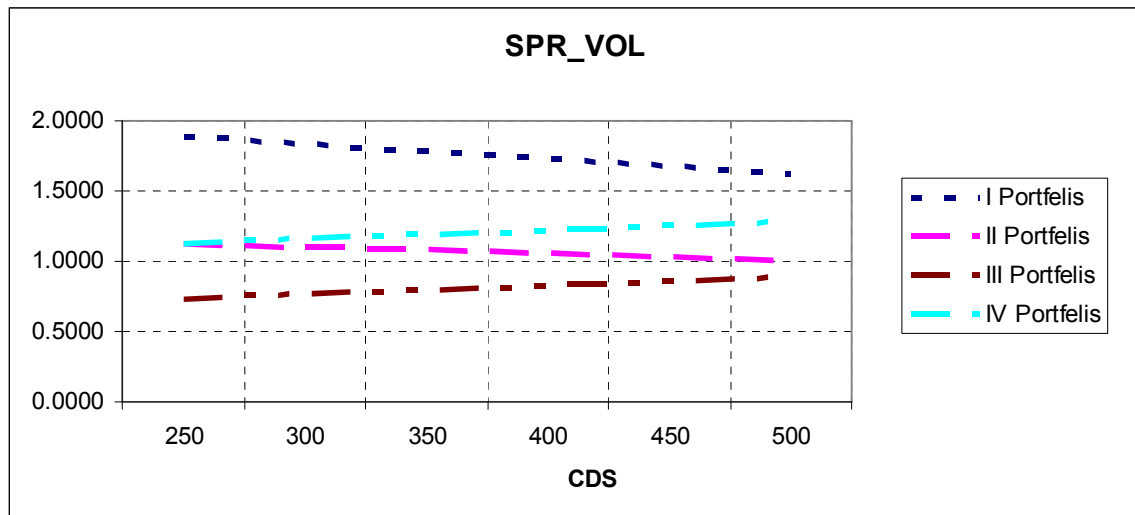
Portfelio rodiklių pokyčiai A) scenarijaus atveju:



22 pav. Portfelio perteklinės gražos pokyčiai didėjant CDS kainoms

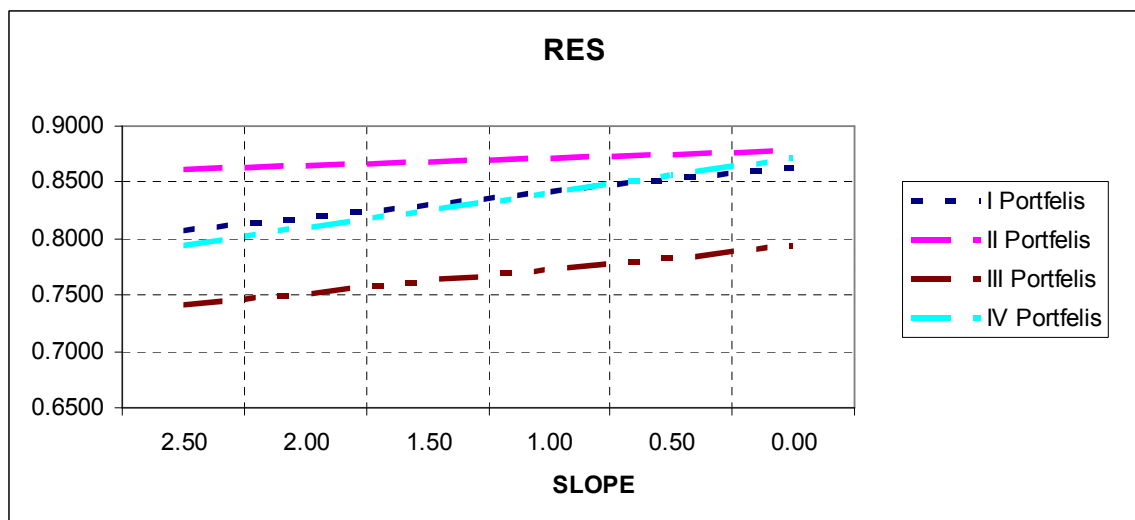


23 pav. Portfelio spredo dydžio pokyčiai didėjant CDS kainoms

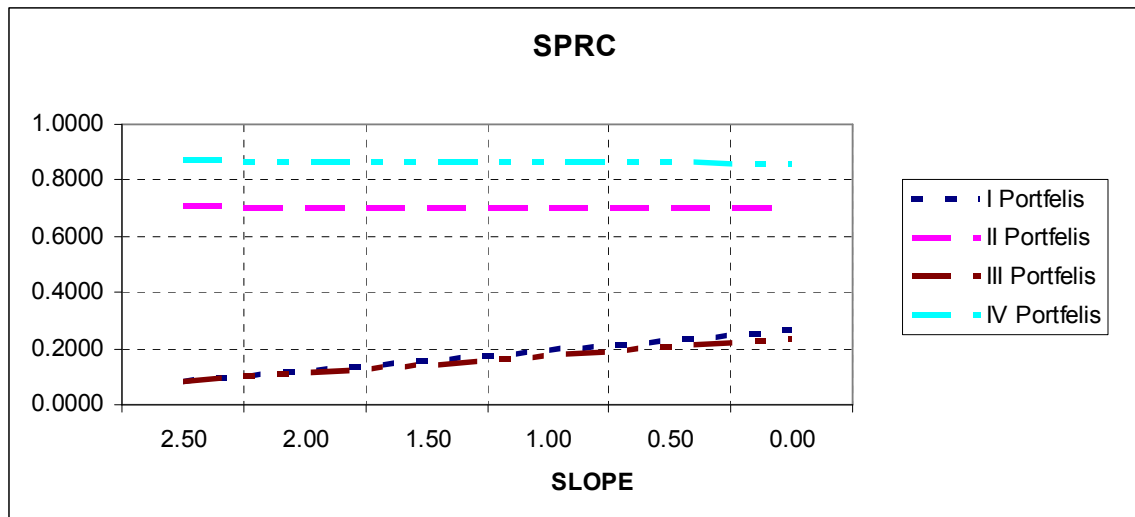


24 pav. Portfelų spredo nepastovumo pokyčiai didėjant CDS kainoms

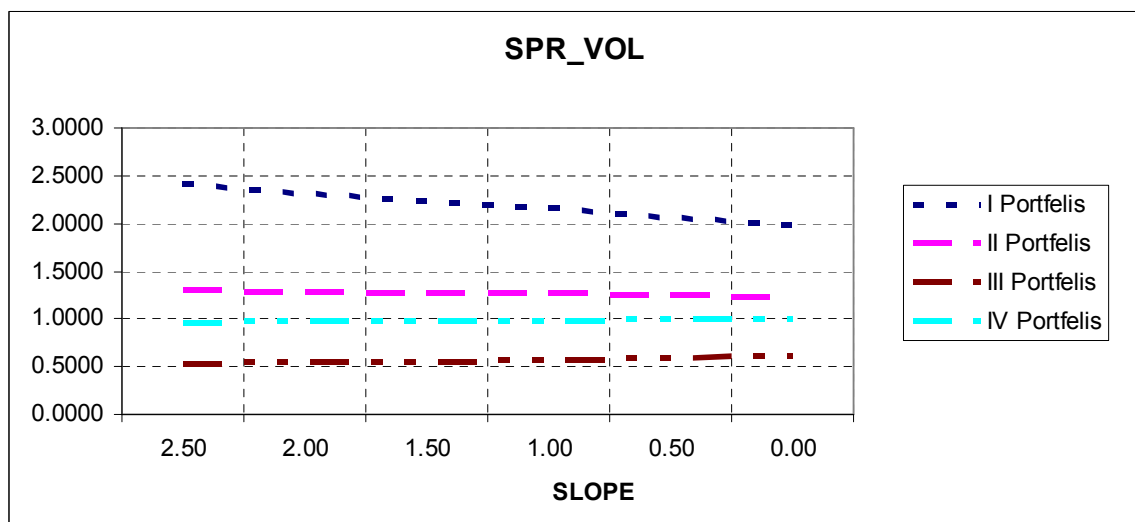
Portfelio rodiklių pokyčius B) scenarijaus atveju



25 pav. Portfelų perteklinės grąžos pokyčiai, mažėjant Vokietijos VVP pajamingumo kreivės nuolydžiui



26 pav. Portfelių spredo dydžio pokyčiai, mažėjant Vokietijos VVP pajamingumo kreivės nuolydžiui



27 pav. Portfelių spredo nepastovumo pokyčiai, mažėjant Vokietijos VVP pajamingumo kreivės nuolydžiui

IŠVADOS

Šio darbo tikslas buvo nustatyti pagrindinius faktorius, turinčius įtakos besivystančių šalių skolos vertybinių popierių pajamingumų pokyčiams.

Remiantis išnagrinėtų straipsnių analize, buvo išskirti keli pagrindiniai veiksniai, galintys lemti skolos vertybinių popierių pajamingumus: skolos vertybinių popierių likvidumas, emitento kredito rizika bei bendra makroekonominė padėtis. Likvidumo rodikliais buvo pasirinkti spredo dydis bei spredo nepastovumas, emitento kredito rizika buvo matuojama kredito rizikos mainų sandorių kainomis, makroekonominės aplinkos būklė – Vokietijos VVP pajamingumo kreivės nuolydžiu.

Siekiant apibendrinti nagrinėjamų veiksnių įtaką tam tikroms aktyvų klasėms, buvo sukurti keturi skolos vertybinių popierių portfeliai pagal reitingo bei termino iki išpirkimo kriterijus.

Nustatant ryšius tarp nagrinėjamų veiksnių, buvo sukurti vektorinės autoregresijos modeliai kiekvienam iš keturių portfelių.

Perteklinė grąža:

Kredito rizikos mainų sandorių kainos padidėjimas didina investuotojų reikalaujamą premiją už papildoma riziką ir didina portfelių perteklinę grąžą. Rezultatai parodė, kad jautriausiai į CDS pokyčius reaguoja ilgalaikis aukšto saugumo portfelis. Vokietijos VVP pajamingumo kreivės nuolydžio padidėjimas lemia visų portfelių perteklinės grąžos sumažėjimą. Pastebėtina, kad trumpalaikio ir ilgalaikio žemesnio kredito reitingo portfelių perteklinė grąža beveik vienodai reaguoja į nuolydžio pokyčius. Visais atvejais perteklinės grąžos determinacijos koeficientai parodo, kad lygtis aprašo ne mažiau kaip 85% duomenų sklaidos.

Spredo dydis:

Žemesnės kredito kokybės portfelių perteklinės grąžos padidėjimas mažina portfelių pirkimo/pardavimo spreadą, tuo tarpu aukštesnės kredito kokybės portfeliams galioja atvirkštinė priklausomybė: spreadas didėja dėl padidėjusios perteklinės grąžos. Tai galima paaiškinti tuo, kad tradiciškai žemesnės kredito kokybės aktyvų klasėms yra būdingas platesnis spreadas už atitinkamus mažesnės rizikos aktyvus. Padidėjus popierių pajamingumui, rinkos dalyviai stengiasi kompensuoti galimus nuostolius, atsirandančius dėl pernelyg mažo saugesnių popierių pirkimo/pardavimo pajamingumų skirtumo. Žemesnės kredito kokybės aktyvų sprede jau yra užprogramuota galima pajamingumo pokyčio rizika, todėl padidėjus kredito rizikai, popierių pardavimo pajamingumai reaguoja jautriau nei pardavimo.

Spredo nepastovumas:

Trumpalaikių portfelių spreado nepastovumas mažėja blogėjant bendrai makroekonominiai būklei ar portfelių kredito kokybei. Rinkos dalyviai dėl didesnio neapibrėžtumo ilguoju laikotarpiu, pablogėjus situacijai dabartyje, mažindami potencialių nuostolių riziką pradeda pardavinėti ilgalaikius skolos vė ir pereina į trumpalaikius, kas padidina trumpalaikių ir mažina ilgalaikių popierių likvidumą. Visų portfelių atvejais spreado nepastovumas yra tuo didesnis, kuo platesnis yra pats spreadas, tuo tarpu spreado susiaurėjimas mažina nepastovumą.

LITERATŪRA

- [1] Boudoukh, J. And Whitelaw, R.E. (1993). Liquidity as a choice variable: A lesion from the Japanese government bond market.
- [2] Brennan, M.J. and Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns.
- [3] Fabozzi, F.,J., (2000). Bond markes, analysis and strategies.
- [4] Fabozzi, F.,J., (2001). The handbook of fixed income securities.
- [5] Fama, F.F. and French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stock and bonds.
- [6] Hong,G. and Warga,A. (2000). An empirical study of bond market transactions.
- [7] Houweling, P., Mentink, A., Vorst, T. (2003). How to measure corporate bond liquidity?
- [8] Jankowitsch, R., Mosenbacher, H. And Pichler, S. (2002). Measuring the liquidity impact on EMU government bond prices.
- [9] Karpuškienė, V., Lastauskas, P. Ekonometrinis modeliavimas su EViews: praktinis gidas.
- [10] Račkauskas, A. (2003). Ekonometrikos įvadas.
- [11] Rudzkis, R., Paskaitų konspektai. Vilnius 2010.
- [12] Ruey S., Tsay, (2002). Analysis of financial time series.

PRIEDAI

BESIVYSTANČIŲ EUROPOS ŠALIŲ SKOLOS VP SĄRAŠAS

Išleidėjas	VP Pavadinimas	ISIN	Išleidimo data	Išpirkimo data	Atkarpa	Nominali vertė	Valiuta	Moody's	Fitch
REPUBLIC OF LITHUANIA	LITHUN 5 7/8 05/12	XS0147459803	2002.05.10	2012.05.10	5.875	1000	EUR	Baa1	BBB
REPUBLIC OF LITHUANIA	LITHUN 4 1/2 03/13	XS0163880502	2003.03.05	2013.03.05	4.5	1000	EUR	Baa1	BBB
REPUBLIC OF LITHUANIA	LITHUN 9 3/8 06/14	XS0435153068	2009.06.22	2014.06.22	9.375	1000	EUR	Baa1	BBB
REPUBLIC OF LITHUANIA	LITHUN 3 3/4 02/16	XS0212170939	2005.02.10	2016.02.10	3.75	1000	EUR	Baa1	BBB
REPUBLIC OF LITHUANIA	LITHUN 4.85 02/18	XS0327304001	2007.10.29	2018.02.07	4.85	1000	EUR	Baa1	BBB
REPUBLIC OF LATVIA	LATVIA 4 1/4 04/14	XS0189713992	2004.04.02	2014.04.02	4.25	1000	EUR	Baa3	BB+
REPUBLIC OF LATVIA	LATVIA 5 1/2 03/18	XS0350977244	2008.03.05	2018.03.05	5.5	1000	EUR	Baa3	BB+
REPUBLIC OF BULGARIA	BGARIA 7 1/2 01/13	XS0145624432	2002.04.10	2013.01.15	7.5	1000	EUR	Baa3	BBB-
REPUBLIC OF BULGARIA	BGARIA 8 1/4 01/15	US12015KCN19	2002.04.10	2015.01.15	8.25	1000	USD	Baa3	BBB-
CROATIA	CROATI 6 3/4 03/11	XS0126121507	2001.03.14	2011.03.14	6.75	1000	EUR	Baa3	BBB-
CROATIA	CROATI 5 04/15/14	XS0190291582	2004.04.15	2014.04.15	5	1000	EUR	Baa3	BBB-
CROATIA	CROATI 6 1/2 01/15	XS0431967230	2009.06.05	2015.01.05	6.5	1000	EUR	Baa3	BBB-
ROMANIA	ROMANI 5 3/4 07/10	XS0171638330	2003.07.02	2010.07.02	5.75	1000	EUR	Baa3	BB+
ROMANIA	ROMANI 8 1/2 05/12	XS0147466501	2002.05.08	2012.05.08	8.5	1000	EUR	Baa3	BB+
ROMANIA	ROMANI 6 1/2 06/18	XS0371163600	2008.06.18	2018.06.18	6.5	1000	EUR	Baa3	BB+
REPUBLIC OF TURKEY	TURKEY 4 3/4 07/12	XS0223369322	2005.07.06	2012.07.06	4.75	1000	EUR	Ba2	BB+
REPUBLIC OF TURKEY	TURKEY 6 1/2 02/14	DE000A0AU933	2004.02.10	2014.02.10	6.5	1000	EUR	Ba2	BB+
REPUBLIC OF TURKEY	TURKEY 5 03/01/16	XS0245387450	2006.03.01	2016.03.01	5	1000	EUR	Ba2	BB+
REPUBLIC OF TURKEY	TURKEY 5 1/2 02/17	XS0212694920	2005.02.16	2017.02.16	5.5	1000	EUR	Ba2	BB+
REPUBLIC OF HUNGARY	REPHUN 4 1/2 02/13	XS0161667315	2003.02.06	2013.02.06	4.5	1000	EUR	Baa1	BBB
REPUBLIC OF HUNGARY	REPHUN 4 1/2 01/14	XS0183747905	2004.01.29	2014.01.29	4.5	1000	EUR	Baa1	BBB
REPUBLIC OF HUNGARY	REPHUN 3 1/2 07/16	XS0240732114	2006.01.18	2016.07.18	3.5	1000	EUR	Baa1	BBB
REPUBLIC OF HUNGARY	REPHUN 5 3/4 06/18	XS0369470397	2008.06.11	2018.06.11	5.75	1000	EUR	Baa1	BBB
REPUBLIC OF POLAND	POLAND 5 1/2 03/12	XS0144238002	2002.03.12	2012.03.12	5.5	1000	EUR	A2	A-
REPUBLIC OF POLAND	POLAND 4 1/2 02/13	XS0162316490	2003.02.05	2013.02.05	4.5	1000	EUR	A2	A-
REPUBLIC OF POLAND	POLAND 5 7/8 02/14	XS0410961014	2009.02.02	2014.02.03	5.875	1000	EUR	A2	A-
REPUBLIC OF POLAND	POLAND 3 5/8 02/16	XS0242491230	2006.02.01	2016.02.01	3.625	1000	EUR	A2	A-
REPUBLIC OF POLAND	POLAND 5 5/8 06/18	XS0371500611	2008.06.20	2018.06.20	5.625	1000	EUR	A2	A-
REPUBLIC OF SLOVENIA	SLOVEN 4 03/22/18	XS0292653994	2007.03.22	2018.03.22	4	1000	EUR	Aa2	AA
REPUBLIC OF SLOVENIA	SLOVEN 5 3/8 04/11	XS0127672938	2001.04.11	2011.04.11	5.375	1000	EUR	Aa2	AA
REPUBLIC OF SLOVENIA	SLOVEN 6 03/24/10	XS0109256734	2000.03.24	2010.03.24	6	1000	EUR	WR	NR
SLOVAK REPUBLIC	SLOVAK 7 3/8 04/10	DE0001074763	2000.04.14	2010.04.14	7.375	1000	EUR	WR	A+
SLOVAK REPUBLIC	SLOVAK 4 1/2 05/14	XS0192595873	2004.05.20	2014.05.20	4.5	1000	EUR	A1	A+
SLOVAK REPUBLIC	SLOVAK 4 3/8 05/17	XS0299989813	2007.05.15	2017.05.15	4.375	1000	EUR	A1	A+
SLOVAK REPUBLIC	SLOVAK 4 03/26/21	XS0249239830	2006.03.27	2021.03.26	4	1000	EUR	A1	A+
CZECH REPUBLIC	CZECH 4 1/2 11/14	XS0427020309	2009.05.05	2014.11.05	4.5	1000	EUR	A1	A+
CZECH REPUBLIC	CZECH 5 06/11/18	XS0368800073	2008.06.11	2018.06.11	5	1000	EUR	A1	A+
CZECH REPUBLIC	CZECH 4 1/8 03/20	XS0215153296	2005.03.18	2020.03.18	4.125	1000	EUR	A1	A+

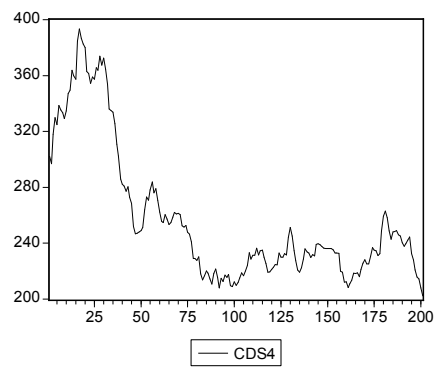
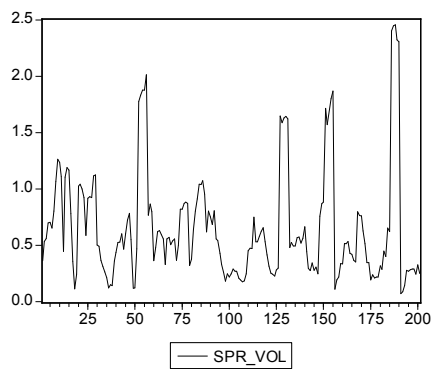
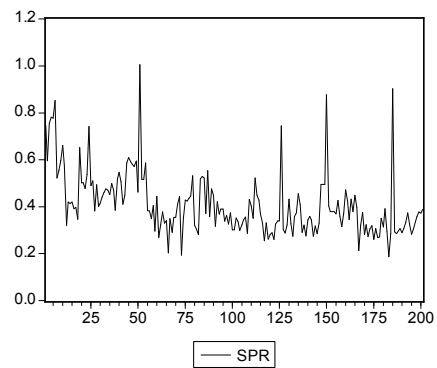
Pagal 2010 m. Dow-Jones versija, besivystančioms Europos šalims priskiriamos šios šalys: Bulgarija, Čekija, Estija, Vengrija, Kroatija, Latvija, Lietuva, Lenkija, Rumunija, Rusija, Slovakija, Slovėnija, Turkija,

KREDITO REITINGŲ LENTELĖ

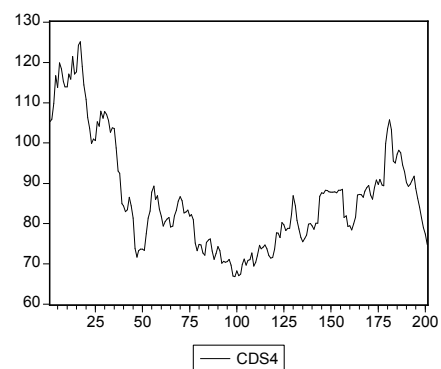
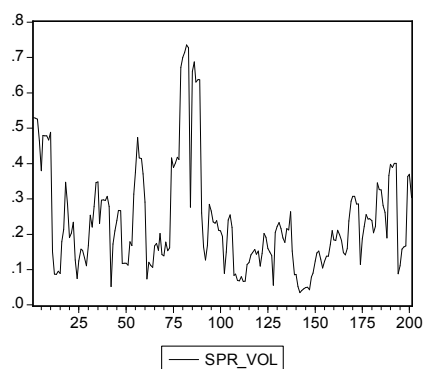
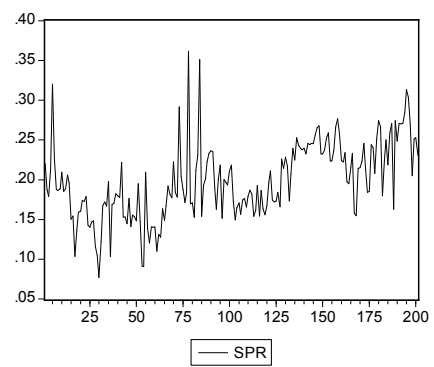
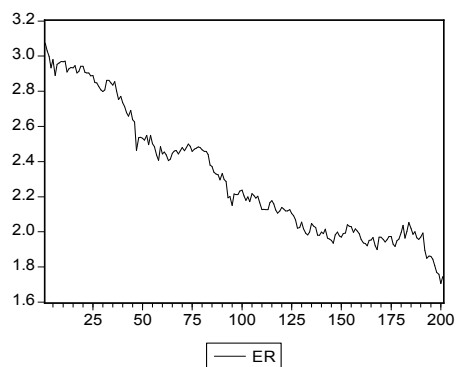
Moody's	S&P	Fitch	Apibūdinimas
Aaa	AAA	AAA	Aukščiausio saugumo reitingas
Aa1	AA+	AA+	Labai aukšto saugumo reitingas
Aa2	AA	AA	
Aa3	AA-	AA-	
A1	A+	A+	Aukšto saugumo reitingas
A2	A	A	
A3	A-	A-	
Baa1	BBB+	BBB+	Vidutinio saugumo reitingas
Baa2	BBB	BBB	
Baa3	BBB-	BBB-	
Ba1	BB+	BB+	Žemesnio saugumo reitingas
Ba2	BB	BB	
Ba3	BB-	BB-	
B1	B+	B+	Žemo saugumo reitingas
B2	B	B	
B3	B-	B-	
Caa1	CCC+	CCC+	Galimo įsipareigojimo neįvykdymo reitingas
Caa2	CCC	CCC	
Caa3	CCC-	CCC-	
Ca	CC	CC	Tikėtino įsipareigojimo neįvykdymo reitingas
C	C	C	Gresiančio įsipareigojimo neįvykdymo reitingas

GRAFINIS DUOMENŲ PAVAIZDAVIMAS

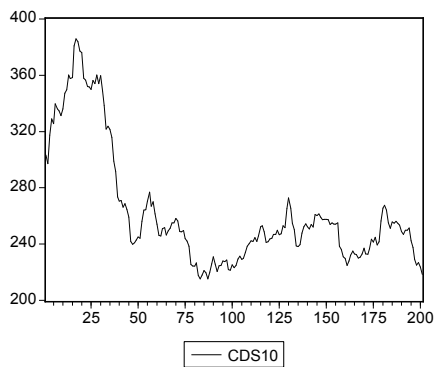
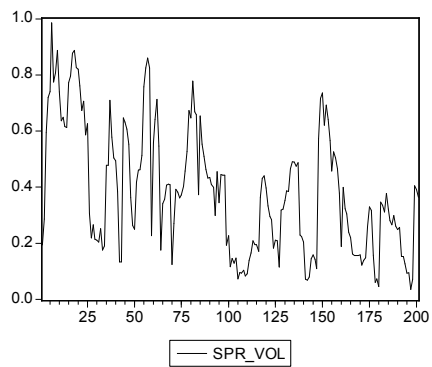
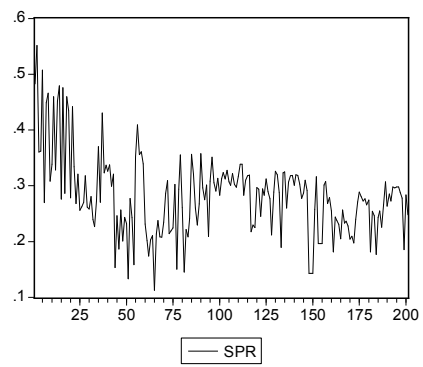
1. Portfelis



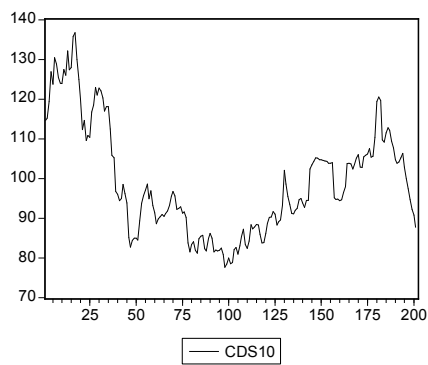
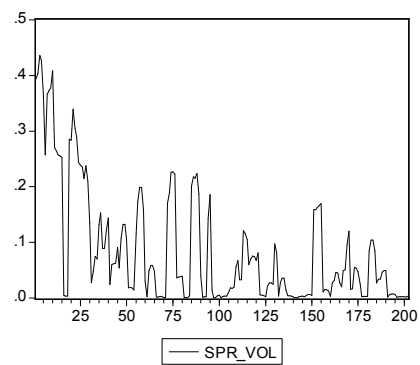
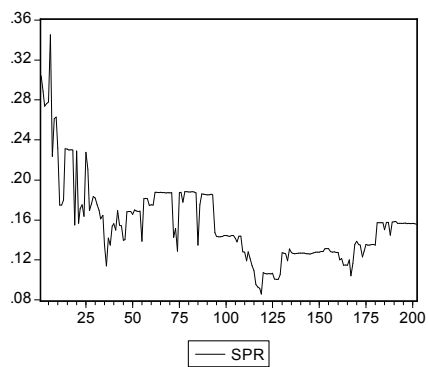
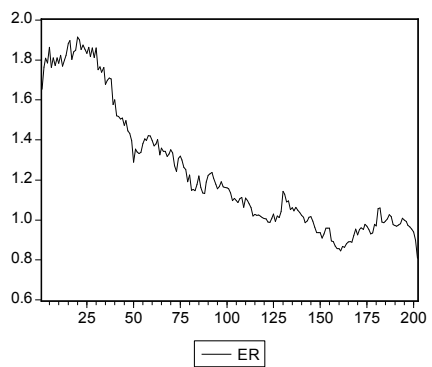
2. Portfelis



3. Portfelis



4. Portfelis



VAR LYGČIŲ BE EGZOGENINIŲ KINTAMŲJŲ KOEFICIENTŲ ĮVERČIAI

	Lygtis	Koeficientai				R^2
		RES(-1)	SPRC(-1)	SPR_VOL(-1)	C	
2 Portfelis	RES	0.922763 (0.02895)	-0.014013 (0.02099)	-0.000669 (0.00684)	-0.000120 (0.00190)	0.850056
	SPRC	0.024860 (0.07799)	0.611135 (0.05654)	0.028880 (0.01843)	-0.006857 (0.00513)	0.389216
	SPR_VOL	0.256415 (0.16842)	0.073423 (0.12210)	0.813161 (0.03981)	0.043137 (0.01107)	0.706278
3 Portfelis	RES	0.924830 (0.02689)	0.016361 (0.02379)	-0.001993 (0.00769)	0.001158 (0.00342)	0.861321
	SPRC	0.078840 (0.06903)	0.440338 (0.06107)	0.058179 (0.01974)	-0.023581 (0.00877)	0.270701
	SPR_VOL	-0.111453 (0.13529)	0.292661 (0.11969)	0.821492 (0.03868)	0.069868 (0.01720)	0.717338
4 Portfelis	RES	0.933576 (0.02382)	0.025596 (0.05962)	0.029338 (0.02240)	-0.002259 (0.00275)	0.896906
	SPRC	0.019888 (0.01534)	0.755852 (0.03839)	0.058195 (0.01442)	-0.005810 (0.00177)	0.802024
	SPR_VOL	-0.028475 (0.04430)	0.327719 (0.11086)	0.782600 (0.04165)	0.017008 (0.00511)	0.762875

GRANGER PRIEŽASTINGUMO TESTŲ REZULTATAI

2. Portfelis

RES eilutės priežastingumo testas

Dependent variable: RES

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SPRC	0.207025	1	0.6491
SPR_VOL	0.001955	1	0.9647
All	0.209241	2	0.9007

SPRC eilutės priežastingumo testas

Dependent variable: SPRC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RES	0.439428	1	0.5074
SPR_VOL	2.475008	1	0.1157
All	3.709069	2	0.1565

SPR-VOL eilutės priežastingumo testas

Dependent variable: SPR_VOL

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RES	3.044748	1	0.0810
SPRC	0.339561	1	0.5601
All	3.864452	2	0.1448

3. Portfelis

RES eilutės priekšastingumo testas

Dependent variable: RES

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SPRC	1.467796	1	0.2257
SPR_VOL	4.923723	1	0.0265
All	5.962033	2	0.0507

SPRC eilutės priekšastingumo testas

Dependent variable: SPRC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RES	1.785686	1	0.1815
SPR_VOL	0.781215	1	0.3768
All	4.146516	2	0.1258

SPR-VOL eilutės priekšastingumo testas

Dependent variable: SPR_VOL

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RES	4.080080	1	0.0434
SPRC	1.632744	1	0.2013
All	7.021325	2	0.0299

4. Portfelis

RES eilutės priekšastingumo testas

Dependent variable: RES

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
SPRC	0.078828	1	0.7789
SPR_VOL	0.259283	1	0.6106
All	0.260585	2	0.8778

SPRC eilutės priekšastingumo testas

Dependent variable: SPRC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RES	2.913879	1	0.0878
SPR_VOL	17.10639	1	0.0000
All	18.09839	2	0.0001

SPR-VOL eilutės priekšastingumo testas

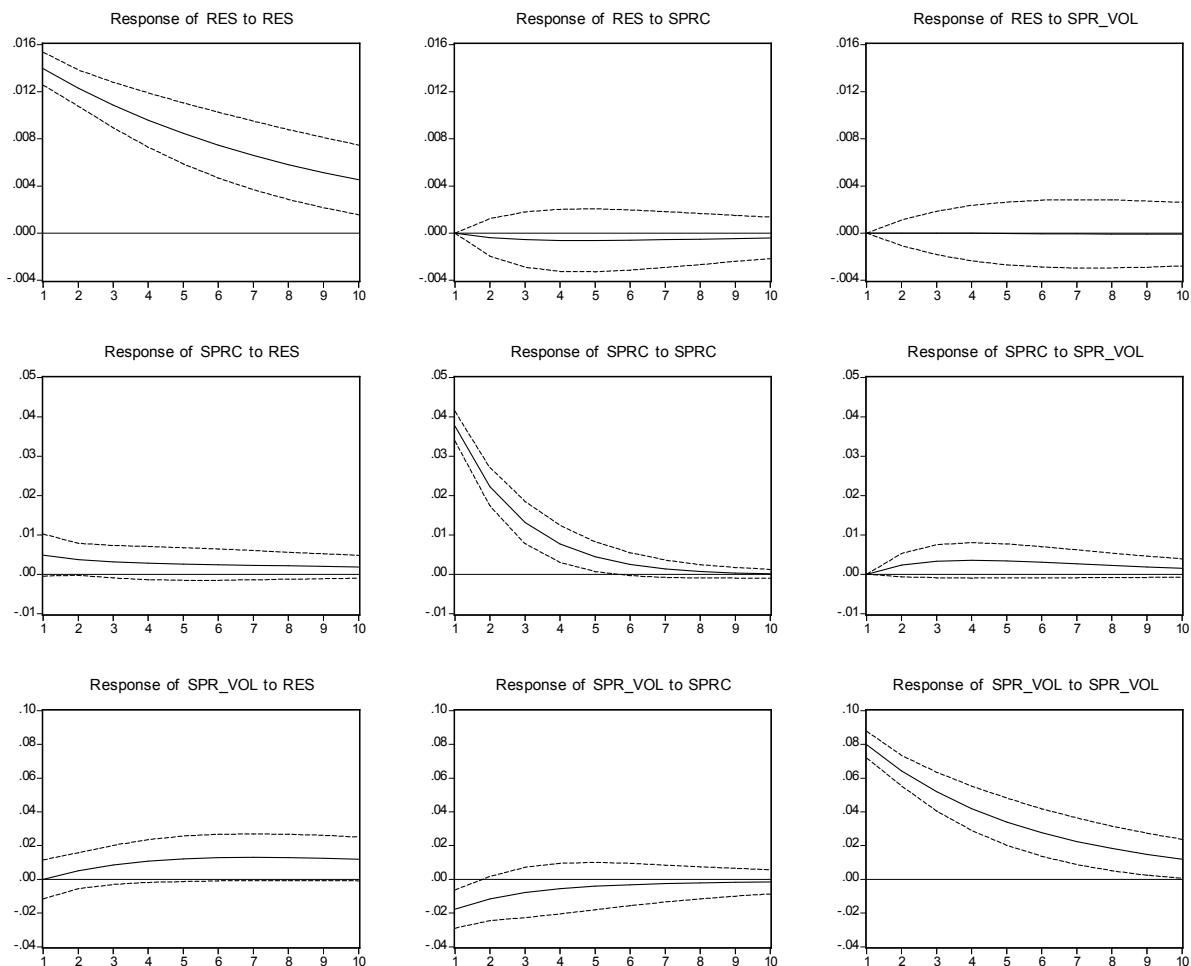
Dependent variable: SPR_VOL

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
RES	2.151512	1	0.1424
SPRC	8.233291	1	0.0041
All	9.449711	2	0.0089

REAKCIJOS Į IMPULSUS ANALIZĖ

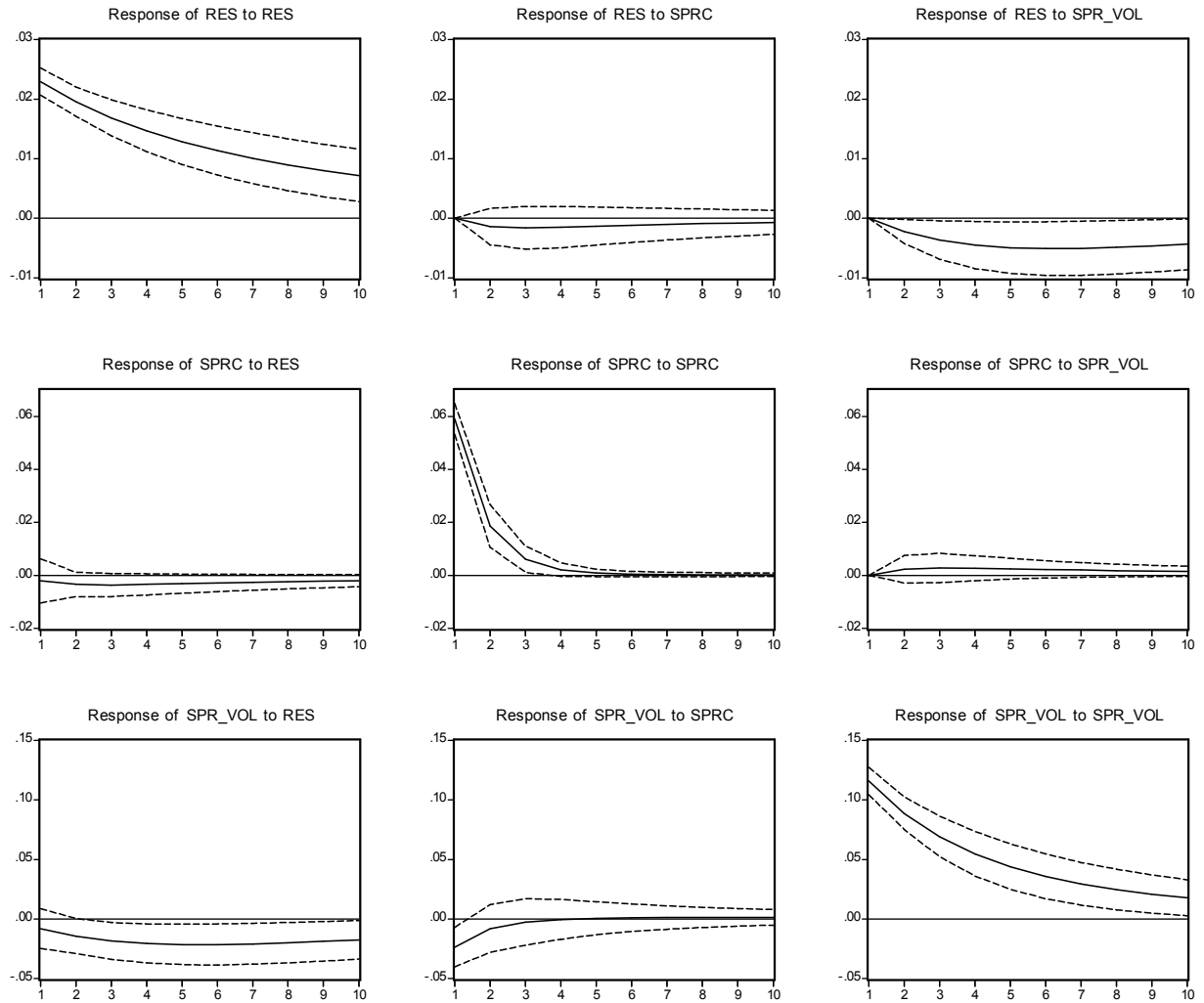
2. Portfelis

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



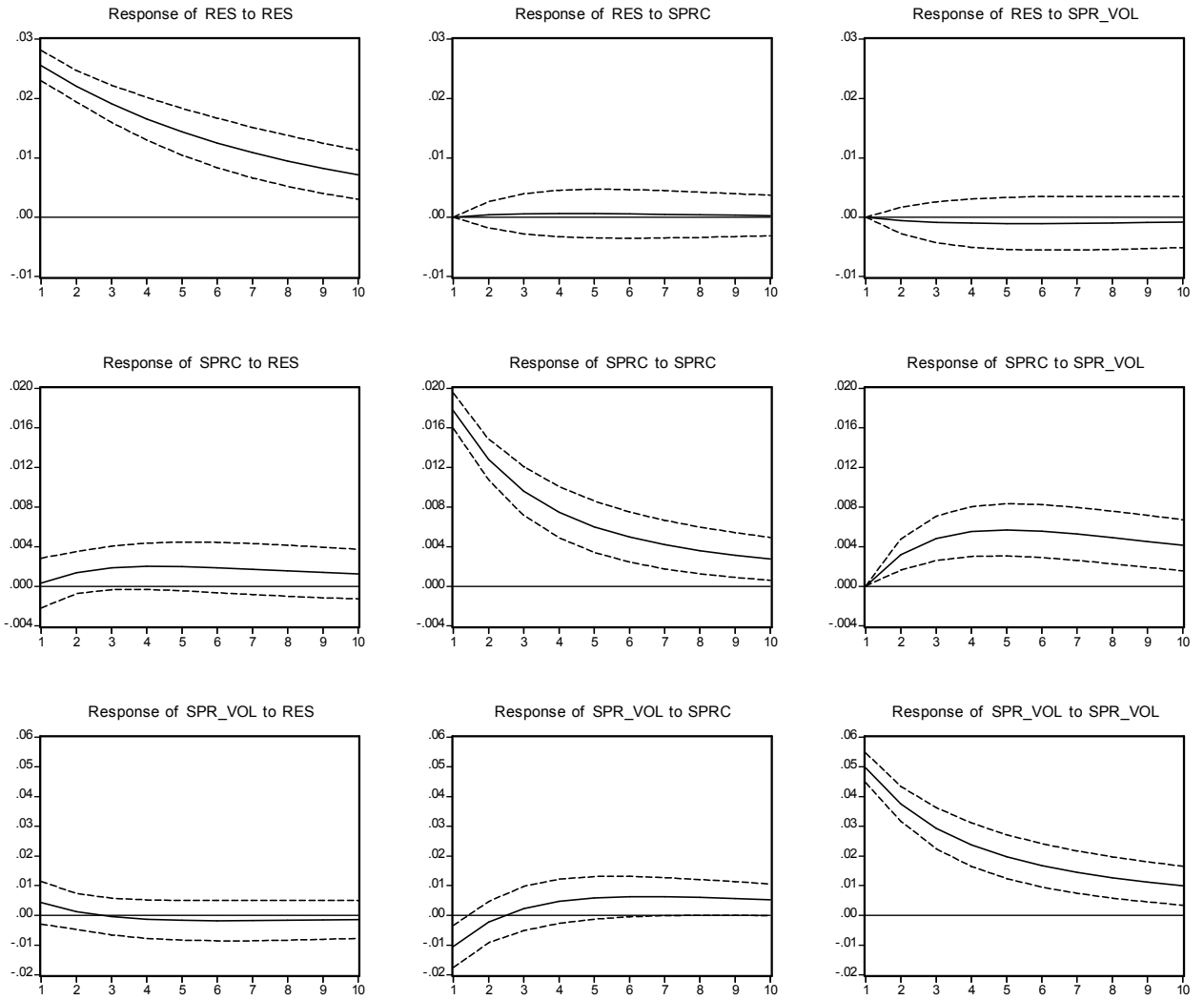
3. Portfelis

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



4. Portfelis

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



HETEROSKEDASTIŠKŲ LYGČIŲ KOEFICIENTŲ ĮVERČIAI AMKM METODU

Koeficientų įverčiai

Portfelis	Lygtis	Koeficientai					R ²
		RES(-1)	SPRC(-1)	SPR_VOL(-1)	CDS	SLOPE	
2	SPRC	0.295465	0.167212	0.178712	-0.000769	0.013740	0,2137
		(0.0924)	(0.0442)	(0.0000)	(0.0832)	(0.3833)	
2	SPR_VOL	0.241717	0.483215	0.061380	-0.002663	0.181980	0,6987
		(0.6117)	(0.0000)	(0.3382)	(0.0060)	(0.0000)	
3	SPRC	-0.283916	0.252170	0.014504	0.001104	-0.113306	0,3071
		(0.0832)	(0.0188)	(0.7365)	(0.0001)	(0.0000)	
4	SPRC	0.115851	0.130116	0.173075	-0.001366	0.057086	0,6533
		(0.0495)	(0.0834)	(0.0000)	(0.0004)	(0.0001)	

Testų rezultatai

Portfelis	Lygtis	K-S	t-Testas	ARCH testas
2	SPRC	0.0014	0.1548	0.0580
2	SPR_VOL	0.0002	0.2742	0.0033
3	SPRC	0.0062	0.1616	0.0429
4	SPRC	0.0071	0.1209	0.1621