



**Kauno technologijos universitetas**  
Matematikos ir gamtos mokslų fakultetas

# **Sąsajų tarp makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių analizė**

Baigiamasis magistro studijų projektas

---

**Vaiva Grigaitė**  
Projekto autorė

doc. dr. Mindaugas Kavaliauskas

Vadovas

prof. dr. Rytis Krušinskas

Vadovas

---

**Kaunas, 2021**



**Kauno technologijos universitetas**  
Matematikos ir gamtos mokslų fakultetas

## **Sąsajų tarp makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių analizė**

Baigiamasis magistro studijų projektas  
Didžiųjų verslo duomenų analitika (6213AX001)

---

**Vaiva Grigaitė**

Projekto autorė

**doc. dr. Mindaugas Kavaliauskas**

Vadovas

**prof. dr. Rytis Krušinskas**

Vadovas

**prof. dr. Evaldas Vaičiukynas**

Recenzentas

**prof. dr. Vytautas Snieška**

Recenzentas

**Kaunas, 2021**



**Kauno technologijos universitetas**  
Matematikos ir gamtos mokslų fakultetas  
Vaiva Grigaitė

## **Sąsajų tarp makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių analizė**

Akademinio sąžiningumo deklaracija

Patvirtinu, kad:

1. baigiamąjį projektą parengiau savarankiškai ir sąžiningai, nepažeisdama(s) kitų asmenų autoriaus ar kitų teisių, laikydamasi(s) Lietuvos Respublikos autorių teisių ir gretutinių teisių įstatymo nuostatų, Kauno technologijos universiteto (toliau – Universitetas) intelektinės nuosavybės valdymo ir perdavimo nuostatų bei Universiteto akademinės etikos kodekse nustatytų etikos reikalavimų;
2. baigiamajame projekte visi pateikti duomenys ir tyrimų rezultatai yra teisingi ir gauti teisėtai, nei viena šio projekto dalis nėra plagijuota nuo jokių spausdintinių ar elektroninių šaltinių, visos baigiamojo projekto tekste pateiktos citatos ir nuorodos yra nurodytos literatūros sąrašė;
3. įstatymų nenumatytų piniginių sumų už baigiamąjį projektą ar jo dalis niekam nesu mokėjęs (-usi);
4. suprantu, kad išaiškėjus nesąžiningumo ar kitų asmenų teisių pažeidimo faktui, man bus taikomos akademinės nuobaudos pagal Universitete galiojančią tvarką ir būsiu pašalinta(s) iš Universiteto, o baigiamasis projektas gali būti pateiktas Akademinės etikos ir procedūrų kontrolieriaus tarnybai nagrinėjant galimą akademinės etikos pažeidimą.

Vaiva Grigaitė

*Patvirtinta elektroniniu būdu*

Grigaitė, Vaiva. Sąsajų tarp makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių analizė. Magistro studijų baigiamasis projektas / vadovai doc. dr. Mindaugas Kavaliauskas, prof. dr. Rytis Krušinskas; Kauno technologijos universitetas, Matematikos ir gamtos mokslų fakultetas.

Studijų kryptis ir sritis (studijų krypčių grupė): Taikomoji matematika.

Reikšminiai žodžiai: makroekonominiai rodikliai, akcijų rinkos, sektoriai, sąsajos, laiko eilutės.

Kaunas, 2021. 83 p.

## Santrauka

Kintant ekonominei situacijai, akcijų rinkose stebint neturinčius precedento įvykius ir augant prieinamos istorinės informacijos kiekiui, akcijų rinkos ir makroekonominių rodiklių tarpusavio sąsajos tema išlieka aktuali ir plačiai analizuojama. Dažnu atveju vertinama Jungtinių Amerikos Valstijų rinka, kadangi pokyčiai joje neretai atsispindi kitų šalių akcijų biržose ar ekonominiuose rodikliuose. Vis dėlto, rodikliai vertinami šalies mastu, tuo metu analizė sektorių lygmeniu leistų įvertinti sąryšio netolygumą ir suteiktų papildomų įžvalgų investuotojams. Šio darbo tikslas – identifikuoti bei palyginti akcijų rinkos ir makroekonominių rodiklių tarpusavio ryšius ekonominės veiklos sektorių lygmeniu Jungtinėse Amerikos Valstijose.

Remiantis pirmoje darbo dalyje atlikta literatūros analize nustatyta, kad akcijų rinkos ir šalies ekonominę būseną atspindinčių makroekonominių rodiklių tarpusavio sąryšio tyrimų rezultatai yra nevienareikšmiai. Visgi, dažniausiai patvirtinama išvada, jog ryšys egzistuoja, finansų rinkos rodiklius laikant pirmaujančiais ekonominės situacijos indikatoriais. Ekonominė situacija dažniausiai apibūdinama sudėtiniais pirmaujančiais indikatoriais, palūkanų norma, nedarbo lygiu, pramonės produkcijos ir vartotojų kainų indeksais, akcijų rinka – akcijų indeksais. Antroje darbo dalyje pristatomi naudoti metodai ir tyrimo eiga, sudaryta remiantis literatūros analize. Trečioje darbo dalyje atliekami empiriniai tyrimai 1996–2021 metų periodu. JAV akcijų rinkos sektorių duomenims nustatytus finansų rinkų laiko eilutėms būdingus stilizuotus faktus, pritaikyti GARCH tipo modeliai. Vienmačių modelių tyrimo rezultatai patvirtina prielaidą, kad istorinė laiko eilučių informacija turi įtakos dabarties reikšmėms, be to, laiko eilutėms reikšminga šokų asimetrija, nustatyti sektorių tarpusavio skirtumai. Remiantis daugiamačių, vektorinės autoregresijos, modelių rezultatais nustatyta, jog JAV sektorių atveju egzistuoja tarpusavio ryšys su makroekonominiais rodikliais. Išsiskiria infliacijos rodiklis, kuriam nėra priešastingi mažmeninės prekybos, telekomunikacijų, kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų bei finansų sektoriai. Tuo metu informacinių technologijų sektorius išsiskiria nustačius vienpusį sektoriaus priešastingumą visiems makroekonominiams rodikliams. Atlikus struktūrinę analizę pastebėtas ilgalaikis akcijų rinkos šokų poveikis ekonominiams rodikliams, kuriems mažiausiai reikšmingi kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų sektoriaus šokai. Be to, didžiausia įtaka paklaidų variacijai yra pačios laiko eilutės, o sektorių įtaka kintamiesiems neviršija 20 %.

Grigaitė, Vaiva. Analysis of Relationship between Macroeconomic Indicators and Stock Market Sectors. Master's Final Degree Project / supervisors Assoc. Prof. Dr. Mindaugas Kavaliauskas, Prof. Dr. Rytis Krušinskas; Faculty of Mathematics and Natural Sciences, Kaunas University of Technology.

Study field and area (study field group): Applied Mathematics.

Keywords: macroeconomic indicators, stock market, sectors, relationship, time series.

Kaunas, 2021. 83 p.

### **Summary**

Analysis of relationship between stock market and macroeconomic indicators remains relevant and is widely discussed among scientists in relation with constantly changing economic situation, unprecedented events and increasing availability of historical information. Situation of the United States of America is usually analyzed since changes in the US market has a significant impact on stock market and economic indicators of other countries. In most cases, indicators are analyzed on a countrywide basis, however, market analysis on a sectoral level might imply unequal impact on stock market as well as provide additional insights for potential investors. The aim of this project – identify and compare relationship between macroeconomic indicators and stock market at the sectoral level in the United States of America.

Analysis of previous scientific research in the first part of the project revealed that findings of research on the relationship between stock market and macroeconomic indicators are manifold. Nonetheless, most findings confirm the existence of relationship between the aforementioned variables considering stock market indicators as leading compared with the economic ones. Economic situation in the country is usually described by composite leading indicator, interest rates, unemployment rate, index of industrial production and consumer price index while stock market is described by a stock index. Process of the research as well as methods used are presented in the second part of the project. In the third part of the project, empirical analysis is carried out for the period of 1996–2021. GARCH type models have been applied to the sectoral US stock market data after stylized facts were confirmed for the time series. Results of the univariate analysis of sectoral stock market confirmed the assumption of historical values' impact on current values. In addition, the significance of shock asymmetry to the time series as well as differences between sectors have been proved. Meanwhile analysis of results of multivariate vectoral autoregression led to the conclusion that there is a relation between sectoral stock returns and macroeconomic variables. Consumer price index differ from the remaining economic indicators as no Granger causality has been detected with consumer discretionary, communication services, consumer staples and financials sectors. Information technology sector distinguishes due to one-way causality on macroeconomic indicators. Taking results of structural analysis into account, the effect of impulses on other variables is considered to be long-term with consumer staples sector shock being least significant. Meanwhile the most significant impact on the forecast error variance has the time series themselves, the influence of sectors on the economic variables does not exceed 20 %.

## Turinys

Lentelių sąrašas .....	7
Paveikslų sąrašas .....	8
Santrumpų sąrašas .....	9
Įvadas.....	10
<b>1. Sąsajos tarp ekonominių rodiklių ir akcijų rinkų tyrimų apžvalga .....</b>	<b>11</b>
1.1. Ekonominių rodiklių ir akcijų rinkų tarpusavio sąsajos .....	11
1.2. Pokyčiai sektoriuose ir jų poveikis ekonomikai .....	18
1.3. Ekonominių rodiklių ir akcijų rinkų sąsajos tyrimo metodai .....	20
<b>2. Sąsajų tarp makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių tyrimo metodologija....</b>	<b>25</b>
2.1. Duomenų atranka, modifikacijos ir aprašomoji statistika .....	25
2.2. GARCH modelių taikymas finansinių laiko eilučių analizėje .....	29
2.3. VAR modelių taikymas laiko eilučių analizėje .....	30
2.4. Tyrimui naudota programinė įranga .....	35
<b>3. Jungtinių Amerikos Valstijų akcijų rinkos sektorių ir jų sąsajų su makroekonominiais rodikliais tyrimo rezultatai.....</b>	<b>36</b>
3.1. Jungtinių Amerikos Valstijų akcijų rinkos sektorių indeksai 1996–2021 m.....	36
3.2. Sektorinių akcijų indeksų tendencijų 1996–2021 m. apžvalga .....	40
3.3. Vienmatė akcijų rinkos sektorių laiko eilučių analizė.....	44
3.4. Daugiamatė akcijų rinkos sektorių ir makroekonominių rodiklių laiko eilučių analizė .....	48
3.4.1. Makroekonominių rodiklių tendencijų apžvalga.....	48
3.4.2. Ekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių tarpusavio sąryšio analizė .....	52
<b>Išvados .....</b>	<b>60</b>
<b>Literatūros sąrašas .....</b>	<b>61</b>
<b>Priedai.....</b>	<b>65</b>
1 priedas. Modifikuotų laiko eilučių ADF, PP ir KPSS stacionarumo testų rezultatai .....	65
2 priedas. Logaritminių sektorinių akcijų indeksų gražų laiko eilutės .....	66
3 priedas. Logaritminių sektorinių akcijų indeksų gražų ir absoliutinių gražų korelogramos .....	67
4 priedas. Logaritminių sektorinių akcijų indeksų gražų statistikų įverčiai .....	69
5 priedas. Diferencijuotos makroekonominių rodiklių laiko eilutės .....	70
6 priedas. Porinių sektorių ir makroekonominių rodiklių VAR modelių diagnostikos testų įverčiai	71
7 priedas. Grangerio priežastingumo rezultatai ir F statistikos p reikšmės .....	72
8 priedas. Priežastingų akcijų gražų ir makroekonominių rodiklių sąsajų atsako į impulsą funkcijų grafikai.....	73
9 priedas. Priežastingų akcijų gražų ir makroekonominių rodiklių sąsajų TYDL atsako į impulsą funkcijų grafikai .....	76
10 priedas. Prognozės paklaidų dekompozicijos grafikai .....	79

## Lentelių sąrašas

<b>1 lentelė.</b> Tyrimuose naudoti makroekonominiai ir akcijų rinkas atspindintys rodikliai.....	13
<b>2 lentelė.</b> Pradinių laiko eilučių ADF, PP ir KPSS stacionarumo testų rezultatai .....	44
<b>3 lentelė.</b> ARMA-EGARCH modeliai sektorinėms laiko eilutėms ir modelių diagnostikos testų rezultatai .....	46
<b>4 lentelė.</b> Kryžminės koreliacijos rezultatai, kai makroekonominiai rodikliai – pirmaujantys kintamieji.....	52
<b>5 lentelė.</b> Kryžminės koreliacijos rezultatai, kai makroekonominiai rodikliai – vėluojantys kintamieji.....	53
<b>6 lentelė.</b> Parinkti poriniai VAR modeliai ir Grangerio priešastingumo testo rezultatai.....	54
<b>7 lentelė.</b> TYDL Grangerio priešastingumo testo rezultatai .....	57

## Paveikslų sąrašas

<b>1 pav.</b>	Jungtinių Amerikos Valstijų BVP ir S&P 500 rodiklių pokyčiai 1980–2021 m. [4, 5].....	12
<b>2 pav.</b>	Nestacionarios (kairėje) ir stacionarios (dešinėje) laiko eilučių pavyzdžiai .....	27
<b>3 pav.</b>	Nestacionaraus (kairėje) ir stacionaraus (dešinėje) proceso korelogramos.....	28
<b>4 pav.</b>	Atsako į impulsus funkcijų grafikų pavyzdžiai.....	33
<b>5 pav.</b>	Prognozės paklaidų variacijos dekompozicijos grafikų pavyzdžiai.....	34
<b>6 pav.</b>	Sektorių indekso dalis pagal kapitalizaciją (kairėje) ir įmonių skaičių (dešinėje) [4] .....	38
<b>7 pav.</b>	Sektorių dalies pokyčiai indekse 1996–2021 metais [4].....	39
<b>8 pav.</b>	Sveikatos priežiūros (HC), mažmeninės prekybos (CD), kasdienio vartojimo (CS), gamybos (IND) sektorių akcijų indeksų pokyčiai 1996–2021 metais [4] .....	40
<b>9 pav.</b>	Komunalinių paslaugų (UT) sektoriaus akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4] .....	41
<b>10 pav.</b>	Žaliavų (MAT) sektoriaus akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4].....	42
<b>11 pav.</b>	Komunikacijos (COM) ir informacinių technologijų (IT) sektorių akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4] .....	42
<b>12 pav.</b>	Finansų (FIN) sektoriaus akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4].....	43
<b>13 pav.</b>	Energijos (EN) sektoriaus akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4] .....	43
<b>14 pav.</b>	CS sektoriaus akcijų grąžų (kairėje) ir nepastovumo (dešinėje) prognozė .....	48
<b>15 pav.</b>	Sudėtinių pirmaujančių indikatorių rodiklio (CLI) pokyčiai 1996–2021 metais [51] .....	49
<b>16 pav.</b>	Infliacijos (CPI) pokyčiai 1996–2021 metais [51] .....	50
<b>17 pav.</b>	Palūkanų normos (FED) pokyčiai 1996–2021 metais [49].....	50
<b>18 pav.</b>	Pramonės produkcijos indekso (IIP) pokyčiai 1996–2021 metais [51] .....	51
<b>19 pav.</b>	Nedarbo lygio (UNE) pokyčiai 1996–2021 metais [50] .....	51
<b>20 pav.</b>	CD sektoriaus ir makroekonominių rodiklių atsako į impulsą funkcijos grafikai .....	56
<b>21 pav.</b>	CD sektoriaus ir makroekonominių rodiklių TYDL atsako į impulsą funkcijos grafikai....	57
<b>22 pav.</b>	CD ir makroekonominių rodiklių VAR modelio FEVD grafikas .....	58



## Santrumpų sąrašas

- CD – mažmeninės prekybos sektorius;
- CLI – sudėtiniai pirmaujantys indikatoriai;
- COM – telekomunikacijos sektorius;
- CPI – metinės infliacijos rodiklis;
- CS – kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų sektorius;
- EN – energetikos sektorius;
- FED – palūkanų normos rodiklis;
- FIN – finansų sektorius;
- GARCH – apibendrintas sąlyginio heteroskedastiškumo modelis;
- HC – sveikatos priežiūros sektorius;
- IIP – pramonės produkcijos indeksas;
- IND – gamybos sektorius;
- IT – informacinių technologijų sektorius;
- MAT – žaliavų sektorius;
- UNE – nedarbo lygio rodiklis;
- UT – komunalinių paslaugų sektorius;
- VAR – vektorinės autoregresijos modelis.

## Įvadas

Tobulėjant kompiuterinėms technologijoms ir vystantis duomenų analitikos metodams, generuojama vis daugiau duomenų, kurie įgalina atlikti išsamesnes analizes įvairiuose verslo sektoriuose. Finansų rinkoje didžiųjų duomenų analizė taikoma siekiant išvengti sprendimų šališkumo, automatizuoti sandorių vykdymą, nustatyti galimus sukčiavimo atvejus, atrasti ir numatyti ateities tendencijas. Būtent akcijų rinkų dinamika ir galimo nepastovumo, rizikos vertinimas yra itin aktualus potencialiam investuotojui. Be to, šios rinkos tendencijos neretai siejamos su šalies ar regiono ekonomine gerove, taigi akcijų rinkos ir makroekonominių veiksnių tarpusavio dinamikos vertinimas gali suteikti papildomų įžvalgų apie analizuojamą rinką bei esamą situaciją.

Nuolatos kintant ekonominei situacijai, kasdien augant prieinamos istorinės informacijos kiekiui ir akcijų rinkose stebint neturinčius precedento įvykius, ekonomiką bei akcijų rinką atspindinčių rodiklių tarpusavio sąryšio tema išlieka aktuali ir plačiai analizuojama. Vis dėlto, šių indikatorių tarpusavio sąsajos tyrimų rezultatai yra daugialypiai. Teigiama, jog akcijų rinka sparčiau reaguoja į naują informaciją, akcijų kainose atsispindi investuotojų lūkesčiai, dėl to finansų rinkos rodikliai gali būti laikomi pirmaujančiais ekonominio ciklo indikatoriais. Kita vertus, dalis mokslininkų teigia, kad akcijų indeksams įtaką daro makroekonominiai rodikliai, taip pat yra tyrimų, įrodančių tarpusavio ryšio neegzistavimą. Be to, mokslinėje literatūroje dažnu atveju ekonominių rodiklių bei akcijų rinkos tarpusavio sąsajos analizė atliekama šalies ar regiono lygmeniu. Tuo tarpu atlikta nedaug tyrimų, vertinančių šias tendencijas ir tarpusavio skirtumus akcijų rinkos sektoriuose, kurie leistų įvertinti sąryšio netolygumą tarp sektorių ir suteiktų papildomų įžvalgų investuotojams.

Akcijų rinkos ir tarpusavio sąryšio su ekonomine situacija tyrimai atliekami tiek besivystančių, tiek išsivysčiusių šalių lygmeniu. Visgi neretai analizuojama Jungtinių Amerikos Valstijų – vienos didžiausių pasaulio ekonomikų – rinka, kadangi dėl globalių sąsajų ekonominiai šokai ar pokyčiai šalies akcijų rinkoje turi įtakos ekonominei situacijai kitose valstybėse. Taip pat JAV rinkos analizė aktuali dėl didesnio istorinių duomenų prieinamumo, kuris įgalina tikslesnius ir išsamesnius tyrimus. Šiame projekte dėl reikšmingos pokyčių įtakos kitoms rinkoms ir duomenų prieinamumo taip pat atliekamas JAV akcijų rinkos vertinimas sektorių lygmeniu.

**Darbo tikslas** – identifikuoti bei palyginti akcijų rinkos ir makroekonominių rodiklių tarpusavio ryšius ekonominės veiklos sektorių lygmeniu Jungtinėse Amerikos Valstijose.

Tikslui pasiekti iškelti šie **darbo uždaviniai**:

1. išanalizuoti sąsajų tarp makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos vertinimo aspektus mokslinės literatūros šaltiniuose;
2. nustatyti makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos tarpusavio sąsajos tyrimuose taikomus modelius;
3. atlikti vienmatę Jungtinių Amerikos Valstijų akcijų rinkos ekonominės veiklos sektorių analizę, siekiant nustatyti finansinių laiko eilučių prognozuojamumą;
4. įvertinti sąsają tarp Jungtinių Amerikos Valstijų makroekonominių rodiklių ir skirtingų ekonominės veiklos sektorių akcijų rinkos 1996–2021 metų periodu, identifikuojant sektorių skirtumus.

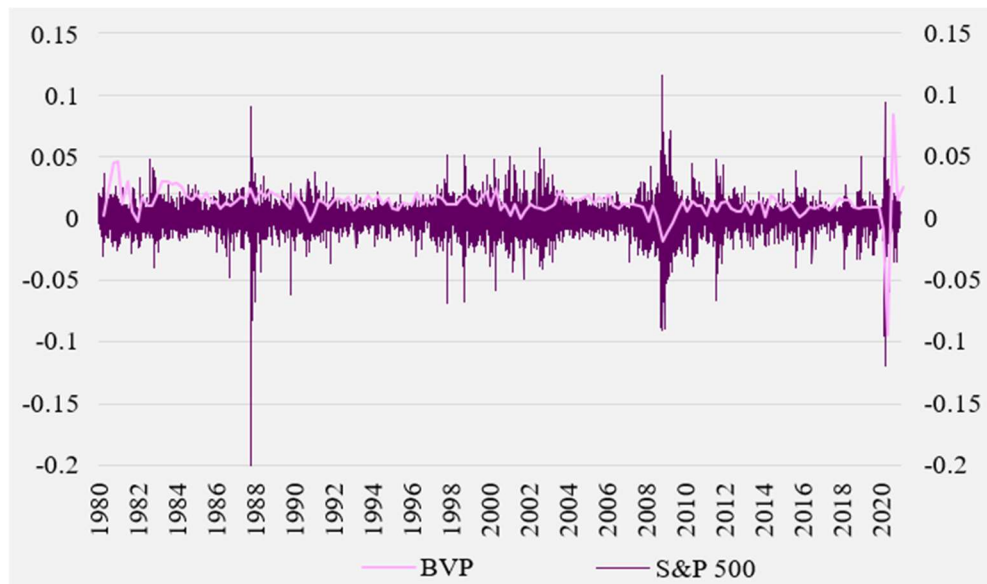
## 1. Sąsajos tarp ekonominių rodiklių ir akcijų rinkų tyrimų apžvalga

Dėmesys į ekonomikos svyravimus ilguoju periodu, ekonominius ciklus, atkreiptas dar XIX amžiaus pradžioje, siekiant geriau suprasti svyravimų priežastis ir pasekmes, numatyti recesijas prieš joms prasidedant ir joms pasirošti. Pagal *Visuotinę lietuvių enciklopediją*, ekonominiai ciklai – tai ekonominės veiklos apimties ir aktyvumo reguliarūs svyravimai, ekonominio augimo ir ekonominio nuosmukio laikotarpių kaita [1]. Vertinant ekonomikos ciklus, nemažai dėmesio kreipiami į išorinių, dažniausiai makroekonominių, rodiklių analizę, vertinant jų poveikį šalių ekonomikoms ir ieškant priežastinių tarpusavio ryšių, kurie specialistams padėtų suprasti pokyčių pagrindą, valstybei parinkti tinkamą fiskalinę politiką pagal ekonomikos ciklą šalyje. Dar 1937 metais Nacionalinio ekonomikos tyrimų biuro (angl. *National Bureau of Economic Research*, NBER) mokslininkai išskyrė pirmaujančius, sutampančius ir atsiliekančius ekonominės veiklos rodiklius, kurie turėjo reikšmingą poveikį apibendrinant ir prognozuojant makroekonominės veiklos būklę Jungtinėse Amerikos Valstijose [2]. Nors nuo XX a. vidurio šie rodikliai plačiai aptariami, vertinami ir tikslinami tiek NBER, tiek kitų mokslininkų, iki šių dienų jais remiamasi, siekiant įvertinti ir numatyti ekonominę situaciją. Vis dėlto, ne tik makroekonominiai rodikliai, bet ir vertybinių popierių (VP) rinka, apimanti įvairaus tipo akcijų, obligacijų ir kitokio pobūdžio investicinių priemonių pirkėjus ir pardavėjus, yra taip pat reikšmingai susijusi su pramonės ir prekybos augimu, kuris ilgainiui reikšmingai veikia ekonomiką tiek šalies, tiek individualių asmenų lygmeniu. Pagal efektyvios rinkos teorijos prielaidą, akcijų kainose atsispindi visa aktuali ir šiuo metu žinoma informacija bei ateities lūkesčiai, taigi dėl šios priežasties akcijų kainos galėtų būti laikomos vedančiais (angl. *leading*) indikatoriais. Tuo tarpu akcijų rinkos svarbos augimą atspindi rinkos kapitalizacijos pokytis – remiantis Pasaulio banko (angl. *World Bank*) duomenimis, per pirmąjį XXI amžiaus dešimtmetį pasaulio akcijų rinkos kapitalizacija išaugo 65 % – nuo 31 trln. JAV dolerių 2000 metais iki 51 trln. dolerių 2010 m., vertinant to meto kainomis, stebint nuosmukį tik pasaulinės finansų krizės laikotarpiu 2008–2009 metais [3]. Nuo pasaulinės krizės iki pat 2017 metų stebėtas didelis kapitalizacijos vertės augimas, pasiekiantis net 79 trln. JAV dolerių. Nors pastaraisiais metais pasaulio akcijų rinkos kapitalizacija mažėja ir 2018 m. pabaigoje siekė 68 trln. JAV dol., ši rinka išlieka vienu iš svarbiausių aspektų vertinant ir prognozuojant šalies ekonominę būseną.

Kita vertus, mokslinėje literatūroje plačiai analizuojami būdai, kaip numatyti būsimus akcijų kainų svyravimus, siekiant nustatyti tinkamiausią laiką joms įsigyti ar parduoti ir dėl to gauti didžiausią naudą. Vis dėlto, akcijų rinkos svyravimus taip pat veikia daugybė faktorių: investuotojų lūkesčiai, politiniai sprendimai, visuomenė ir minėti makroekonominių rodiklių pokyčiai. Investuotojams ekonominių rodiklių analizė ir jų sąveika su akcijų rinkomis gali padėti prognozuoti galimus finansinių rinkų svyravimus, numatomą investicinį pelną ar praradimus. Taigi, detalesnė ekonominių rodiklių poveikio finansų rinkoms analizė gali padėti nustatyti sunkiai prognozuojamas, rizikingas rinkas ar veiklos sektorius ir atitinkamai diversifikuoti investicinius portfelius, siekiant apsisaugoti ir minimizuoti galimus praradimus ekonomikos recesijos periodu.

### 1.1. Ekonominų rodiklių ir akcijų rinkų tarpusavio sąsajos

Vertinant 1 paveikslą galima pastebėti panašią Jungtinių Amerikos Valstijų bendrojo vidaus produkto, kuris laikomas pagrindiniu šalies ekonominę situaciją atspindinčiu rodikliu, ir akcijų rinką apibūdinančio S&P 500 indekso pokyčių tendenciją ilguoju periodu, taip pat atitinkančius didesnio nepastovumo periodus.



**1 pav.** Jungtinių Amerikos Valstijų BVP ir S&P 500 rodiklių pokyčiai 1980–2021 m. [4, 5]

Vis dėlto, nėra akivaizdu, ar šie rodikliai turi įtakos vienas kitam ir kuri rodiklių grupė galėtų būti laikoma pirmaujančia. Siekiant įvertinti sąsajos egzistavimą, jos stiprumą ir nustatyti pirmaujančius rodiklius, atsiranda daugiamacių laiko eilučių analizės poreikis.

Akcijų rinkos, siejančios tiek įmonių veiklą, tiek valdžios sektorių ar investuoti pasiruošusius fizinius asmenis, ir jų sąsajos su šalių ekonomikomis mokslinėje literatūroje analizuojamos pakankamai plačiai, ypatingą dėmesį kreipiant į pasaulio ekonomikai reikšmingą įtaką darančias šalis – Jungtines Amerikos Valstijas, Didžiąją Britaniją, Japoniją, Kanadą. Atliktos studijos rodo, jog makroekonominiai kintamieji, tokie kaip BVP, produktyvumas, infliacija, nedarbo lygis, kredito rizika turi reikšmingą poveikį pokyčiams rinkoje ar tikėtinioms grąžoms ilguoju laikotarpiu. Tyrimų metu analizuojamos skirtingos šalys, taip pat autoriai pasirenka skirtingus analizuojamas rinkas apibūdinančius makroekonominis ar finansinius rodiklius, kurių santrauka pateikta 1 lentelėje. Pasak Chen'o [6], akcijų kainų prognozei aktualūs ne tik su akcijų rinka susiję kintamieji, tačiau taip pat ir šalies ekonominę situaciją apibūdinantys rodikliai (žr. 1 lent.). Tyrime vertinami išsivysčiusios JAV akcijų rinkos mėnesiniai pokyčiai pagal *Standard and Poor's S&P 500* kainų indekso laiko eilutę 1957–2007 metų periodu. Teigiama, jog skirtingos grąžos esant skirtingam laikotarpiui (angl. *term structure of interest rates*) atspindi palūkanų normų pokyčių, būsimų ekonominių įvykių, kurie gali paveikti akcijų rinką, lūkesčius. Tuo metu kiti makroekonominiai veiksniai, tokie kaip nedarbo lygis ar infliacija, turi įtakos ateities vartojimui ir investavimo galimybėms, kas taip pat galėtų daryti poveikį pokyčiams akcijų rinkose. Nustatyta, kad reikšmingiausi rodikliai JAV akcijų rinkos nuosmukiui numatyti – skolos priemonių skirtingų periodų grąžų skirtumo (angl. *term spreads*) ir infliacijos rodikliai [6]. Verta paminėti, jog studijos metu nustatyta, kad šie makroekonominiai veiksniai tiksliau leidžia prognozuoti besileidžiančias rinkas (angl. *bear markets*), kurios siejamos su recesijos stadija ekonomikoje, nei tikėtinas akcijų grąžas. Tuo metu Chakravarty [7] atliktame tyrime, kuriame analizuojami 1991–2005 metų mėnesiniai Indijos akcijų rinkos duomenys ir mėnesiniai makroekonominiai rodikliai, taip pat nustatyta, kad akcijų kainos yra jautrios pokyčiams ekonomikoje. Be to, analizuojant pramoninės produkcijos indekso ir infliacijos sąsajas su akcijų kainomis, kurios vertintos pagal Indijos akcijų biržos BSE *Sensex* indekso pokyčius, nustatytas vienpusis Grangerio priežastingumas. Tai reiškia, jog akcijų kainų pokyčiams įtaką daro minėti makroekonominiai veiksniai, tačiau atvirkštinis ryšys

nenustatytas ir teigiama, jog akcijų kainos neveikia pastarųjų. Vis dėlto, nustatyta, kad akcijų kainų svyravimai daro poveikį pinigų pasiūlai plačiaja prasme, kuomet vertinami apyvartoje esantys grynieji, sąskaitos ir indėliai bankuose, investicinių fondų lėšos.

**1 lentelė.** Tyrimuose naudoti makroekonominiai ir akcijų rinkas atspindintys rodikliai

Autorius, metai	Rodikliai	
	Makroekonominiai rodikliai	Akcijų rinka
Adam, Merkel 2018 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• BVP;</li> <li>• Vartojimo išlaidos;</li> <li>• Investicijos;</li> <li>• Dirbtų valandų indeksas.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Kainos ir dividendų santykis;</li> </ul>
Chakravarty, 2006 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Pinigų pasiūla;</li> <li>• Infliacija;</li> <li>• Pramonės produkcijos indeksas.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Valiutos kursas;</li> <li>• Aukso kaina;</li> <li>• Indijos BSE <i>Sensex</i> indeksas.</li> </ul>
Chauvet, 2001 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Gamybos ir prekybos pardavimų apimtys;</li> <li>• Asmeninės pajamos, atėmus pavidimų mokesčius;</li> <li>• Nedarbo lygis;</li> <li>• Pramoninė gamyba.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Perteklinė akcijų grąža;</li> <li>• Dividendų pajamingumas;</li> <li>• Akcijos kainos ir pelno rodiklis;</li> <li>• 3 mėn. išdo vekselio palūkanų norma.</li> </ul>
Chen, 2008 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Obligacijų pajamingumas;</li> <li>• Pinigų pasiūla;</li> <li>• Federalinė palūkanų norma;</li> <li>• Valstybės skola;</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Infliacija;</li> <li>• Produkcijos lygis;</li> <li>• Nedarbo lygis;</li> <li>• Valiutų kursai.</li> <li>• S&amp;P 500 indeksas.</li> </ul>
Endri ir kt., 2020 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Palūkanų norma;</li> <li>• Infliacija;</li> <li>• Valiutų kursai.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Indonezijos akcijų indeksas;</li> <li>• <i>Dow Jones Industrial Average</i> indeksas;</li> <li>• Kinijos SSE indeksas;</li> <li>• Singapūro STI indeksas;</li> <li>• FTSE 100 indeksas;</li> <li>• Nikkei 225 indeksas.</li> </ul>
Filis, 2010 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Vartotojų kainų indeksas;</li> <li>• Pramonės produkcijos indeksas;</li> <li>• <i>Brent</i> naftos kaina.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Atėnų vertybinių popierių biržos Athex indeksas.</li> </ul>
Hammoudeh, Kim, Sarafrazi, 2016 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <i>West Texas Intermediate</i> naftos kaina.</li> <li>• Federalinė palūkanų norma;</li> <li>• JAV ekonominės politikos neapibrėžtumo indeksas.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• S&amp;P 500 indeksas;</li> <li>• S&amp;P <i>Europe</i> indeksas;</li> <li>• S&amp;P <i>Asia</i> 50;</li> <li>• <i>Dow Jones Islamic Market World</i> akcijų indeksas.</li> </ul>
Harvey, 2000 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Sisteminė ir bendroji rizika;</li> <li>• Neigiamo beta rodiklis;</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Gražos asimetrija;</li> <li>• Rizikos rodikliai.</li> <li>• MSCI indeksas.</li> </ul>
Hooker, 2004 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Valiutų kursai;</li> <li>• BVP augimas;</li> <li>• Valstybės kredito rizika;</li> <li>• Realī trumpalaikė palūkanų norma, lyginant su vidutine verte per pastaruosius 36 mėnesius.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Palūkanų norma;</li> <li>• Infliacija;</li> <li>• Besivystančių pasaulio valstybių akcijų rinkų MSCI indeksas.</li> </ul>
Jareño ir Negrut, 2016 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Vartotojų kainų indeksas;</li> <li>• Nedarbo lygis;</li> <li>• Pramonės produkcijos indeksas.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• BVP;</li> <li>• Palūkanų norma;</li> <li>• <i>Dow Jones Industrial Average</i> indeksas;</li> <li>• S&amp;P 500 indeksas.</li> </ul>

Autorius, metai	Rodikliai	
	Makroekonominiai rodikliai	Akcijų rinka
Levine ir Zervos, 1996 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• BVP vienam asmeniui.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Akcijų rinkos plėtrą apibūdinančių veiksnių: dydis, likvidumas ir integracija su kitomis kapitalo rinkomis, jungtinis indeksas.</li> </ul>
Robiyanto et al., 2019 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Valiutų kursai;</li> <li>• <i>West Texas Intermediate</i> naftos kaina.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Indonezijos akcijų biržos JCI indeksas;</li> <li>• <i>Dow Jones Industrial Average</i> indeksas.</li> </ul>
Senyuz, 2010 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• BVP;</li> <li>• Ilgalaikio vartojimo prekių ir paslaugų vartojimo išlaidos;</li> <li>• Fiksuotos privačios investicijos.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• S&amp;P 500 sudėtinis akcijų kainų indeksas;</li> <li>• S&amp;P 500 dividendai;</li> <li>• S&amp;P 500 pajamos.</li> </ul>
Singh, Mehta ir Varsha, 2011 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Darbo lygis;</li> <li>• BVP;</li> <li>• Pinigų pasiūla.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Valiutos kursas;</li> <li>• Infliacija;</li> <li>• Į Taivano 50 indeksą įtrauktų įmonių duomenys: rinkos kapitalizacija, P/E rodiklis, P/B rodiklis, pelningumas.</li> </ul>
Verma and Ozuna, 2005 m.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Vartotojų kainų indeksas;</li> <li>• Palūkanų norma;</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Pinigų pasiūla;</li> <li>• Valiutų kursai.</li> <li>• Meksikos, Brazilijos, Argentinos, Čilės akcijų indeksai.</li> </ul>

Robiyanto'as ir kt. [8] analizavo ekonominių rodiklių įtaką Indonezijos akcijų biržos (IDX), apibūdinamos Džakartos sudėtinu indeksu (JCI), pokyčiams. Tyrime abejoms kintamųjų grupėms naudoti dieniniai duomenys 2005–2016 metų laikotarpiu. Šiuo atveju į tyrimą įtraukti valiutų kursų ir naftos kainos rodikliai, kurie, autorių teigimu, atspindi makroekonominę situaciją ir kurie suteikia galimybę analizuoti didesnio dažnio laiko eilutes. Nustatyta, jog *Dow Jones Industrial Average* indeksas ir naftos kainos turi teigiamą įtaką JCI, tuo tarpu USD/IDR valiutos kurso svyravimai pokyčius biržoje veikia neigiamai. Remdamiesi gautais rezultatais autoriai patvirtina, kad investuojant į Indonezijos vertybinių popierių biržą svarbu atsižvelgti į makroekonominis kintamuosius. Kita vertus, akcijų rinkai įvertinti autoriai kartais renkasi ne vienos biržos indeksą, tačiau naudojamas jungtinis šalies ar kelių šalių grupės įmonių akcijų indeksas. Singh, Mehta'os ir Varsha'os [9] studijoje, kur tiriamas 2003–2008 m. laikotarpis, akcijų rinka apibrėžta vertinant įmonių, patenkančių į Taivano 50 indeksą, rinkos kapitalizaciją, kainos ir pelno vienai akcijai (angl. *price-to-earnings*, P/E) rodiklį, akcijos kainos ir buhalterinės vertės (angl. *price-to-book*, P/B) rodiklį ir pelningumą. Iš makroekonominės pusės vertinant BVP, nedarbo lygį, valiutos kursą, infliaciją ir pinigų pasiūlos rodiklius nustatyta, kad tik valiutos kursas ir BVP turi reikšmingą poveikį sudėtinam didžiųjų įmonių akcijų gražų indeksui, tuo metu infliacijos rodiklis reikšmingai veikė tik mažųjų įmonių akcijų portfelio P/B rodiklį. Tuo metu Levine'as ir Zervos [10] tyrime analizuoja bendrojo vidaus produkto vienam asmeniui (angl. *GDP per capita*) kintamąjį, apibūdinantį šalies ekonominę situaciją, ir jo sąsają su akcijų rinkos plėtrą apibūdinančių veiksnių, tokių kaip dydis, likvidumas bei integracija su kitomis kapitalo rinkomis, jungtiniu indeksu. Įvertinus 41 šalies (įvairaus išsivystymo lygio) 18 metų laiko eilutes patvirtinta, jog akcijų rinkos raida yra teigiamai ir stipriai susijusi su ilgalaikiu ekonominiu augimu.

Mokslinėje literatūroje taip pat teigiama, kad pokyčiai akcijų rinkose įvyksta anksčiau ir akcijų indeksai gali būti laikomi pirmaujančiais (lyginant su ekonomiais rodikliais), kadangi nusako investuotojų lūkesčius ateinantiems 3–6 mėnesiams. Pavyzdžiui, Moore'as [11] dar 1983 metais atliktos studijos metu nustatė, jog 1873–1970 metų laikotarpiu akcijų rinka numatė 18 iš 23 ekonomikos ciklo pikų, vidutiniškai pirmaujant 5–6 mėnesiais, dėl to akcijų kainų indeksas prilyginamas pirmaujančiam rodikliui. Žinoma, pastebėta išimčių, kuomet po didelio akcijų kainų

nuosmukio 1962–1966 metais nenustatyta recesija, tačiau vis tiek pastebėtas ekonomikos sulėtėjimas, taigi manoma, jog yra aiški tendencija, kad ekonomika gali būti nusakyta akcijų rinkos. Atkreipiamas dėmesys į pelną ir palūkanų normą, kaip pagrindinius veiksnius, susijusius su akcijų kainų pokyčiais. Jareño'as ir Negrut [12] analizavo ketvirtinius duomenis ir vertino 2008–2014 metais vykusius pokyčius JAV akcijų rinkoje (*Dow Jones* ir S&P 500 indeksai) bei ekonominę pusę atspindinčius rodiklius, tokius kaip BVP, vartotojų kainų indeksas, pramonės produkcijos indeksas, nedarbo lygis ir palūkanų norma. Tyrimo metu nustatyta, kad egzistuoja reikšmingas ryšys tarp minėtų rodiklių, išskyrus vartotojų kainų indeksą. Taip pat teigiama, jog akcijų rinka ekonomikoje gali būti laikoma pirmaujančiu rodikliu, kadangi pastebėta cikliškumo tendencija pirmaujant 6–12 mėnesių. Pagal Chauvet [13], į ekonomikos dinamikos vertinimą įtraukiami mėnesiniai gamybos ir prekybos pardavimų (angl. *manufacturing and trade sales*), asmeninių pajamų, atėmus pavidimų mokesčius, nedarbo lygio ir pramoninės gamybos mėnesiniai duomenys. Akcijų rinka vertinama naudojantis informacija apie perteklinę akcijų grąžą (angl. *excess stock return*), S&P 500 dividendų pajamingumą, S&P 500 indekso kainos ir pelno rodiklio pokyčius ir 3 mėnesių išdo vekselio palūkanų normą. Nustatyta, kad akcijų rinkas apibūdinantis bendras indeksas yra naudingas, siekiant numatyti ekonominių rodiklių indekso pokyčius realiuoju laiku. Teigiama, jog dėl savalaikiškumo ir spartaus naujos, visuotinai prieinamos informacijos įvertinimo autorių apskaičiuotas akcijų rinkos indeksas tiksliau nusako ekonominius lūžius nei sudėtinis pagrindinių rodiklių indeksas (angl. *Composite Index of Leading Indicators*, CLI), kuris neretai naudojamas numatyti pasaulio ekonomikos kryptį ateinančiais mėnesiais. Informacijos savalaikiškumo aspektas yra itin reikšmingas vertinant ekonominių ciklų ir akcijų rinkų sąsajas, kadangi įvairūs šokai akcijų kainose atsispindi iškart, tuo metu CLI rodiklio reikšmės, pateikiamos mėnesio pabaigoje, atspindi praėjusio periodo informaciją.

Dalyje studijų nustatyta, jog akcijų rinka ir ekonomika yra susijusi abipusiais ryšiais. Senyuz [14], teigia, kad egzistuoja dvipusis ryšys tarp pokyčių, vykstančių ekonomikoje ir akcijų rinkose tiek ilguoju, tiek trumpuoju periodu. Analizuojant Jungtinių Amerikos Valstijų makroekonominių (BVP, vartojimas ir investicijos) ir finansinių (akcijų kainos, dividendai ir pajamų dydis, pagal S&P 500 indeksą) ketvirtinius duomenis 1952–2008 m. periodu išskiriamos pastovioji ir pereinamoji (angl. *permanent and transitory*) komponentės. Nustatyta, kad remiantis pereinamosios akcijų rinkos komponentės duomenimis, numatytos visos pokario recesijos, vidutiniškai pirmaujant ketvirčiu metų. Be to, nustatyta, jog akcijų rinkos kryptis, įvertinant vėlavimą, stipriai koreliuoja su pastoviosiomis ekonomikos komponentėmis. Įvertinus gautus rezultatus galima daryti išvadą, kad ekonomikos tendencijos yra veikiamos pokyčių, vykstančių akcijų rinkose, tačiau tuo pačiu daro įtaką akcijų rinkos kryptčiai ilguoju periodu. Tuo metu, į Adams'o ir Merkel'io [15] sukurtą ekonominį modelį įtraukiami 1955–2014 metų akcijų kainų duomenys, vartojimo, investicijų ir kiti makroekonominiai rodikliai, kartu vertinant investuotojų lūkesčius. Šiuo atveju akcijų rinka vertinama skaičiuojant S&P 500 indekso vertės ir dividendų santykį ketvirčio pabaigoje. Be to, be BVP tyrimui pasirinkti taip pat ketvirtiniai, tačiau pakankamai nestandartiniai JAV ekonominę situaciją apibūdinantys rodikliai: vartojimo išlaidos ilgalaikio vartojimo prekėms ir paslaugoms, fiksuotos privačios investicijos ir privačios investicijos į gyvenamąjį būstą, taip pat investicijų į negyvenamosios paskirties statinius, įrangą, intelektinę nuosavybę rodikliai ir ne žemės ūkio sektoriaus dirbtų valandų indeksas. Gauti tyrimo rezultatai patvirtina akcijų kainų ir ekonominių ciklų svyravimų tarpusavio ryšius. Filis'o [16] tyrime analizuojama Graikijos rinka 1996–2008 metų periodu. Ekonomika autorės apibrėžiama pramonės produkcijos, vartotojų kainų indekso ir naftos kainos mėnesiniais kintamaisiais bei išskiriant ciklines komponentes, tuo metu akcijų rinka,

kaip įprastai, vertinama remiantis akcijų indeksu. Šiuo atveju nustatyta Graikijos *Athex* akcijų indekso ir vartotojų kainų indekso abipusė sąveika. Be to, stebėtas teigiamas pramonės produkcijos indekso ir neigiamas naftos kainų svyravimų poveikis akcijų indekso pokyčiams.

Kita vertus, moksliniuose tyrimuose analizuojami ne tik akcijų rinkos pokyčiai ir jų sąsaja su makroekonominiais rodikliais šalies viduje, tačiau kartu įvertinamas akcijų rinkos ar ekonominės situacijos ryšys su kitų šalių rodikliais. Hammoudeh'as, Kim'as ir Sarafrazi [17] analizuoja JAV federalinių fondų palūkanų normos, WTI naftos kainos indekso ir JAV ekonominės politikos neapibrėžtumo indekso sąsają su JAV (S&P 500), Europos (S&P *Europe*), Azijos (S&P *Asia 50*) bei Islamo šalių (*Dow Jones Islamic Market World*) akcijų indeksais 1999–2013 m. laikotarpiu (žr. 1 lent.). Pasirinkti minėti JAV ekonomiką atspindintys rodikliai įgalina tyrimui naudoti didesnio dažnio, dieninius, duomenis, siekiant nustatyti tarpusavio sąsają ir JAV ekonominės padėties įtaką kitoms pasaulio rinkoms. Nustatyta, jog ekonominės politikos šokai Jungtinėse Amerikos Valstijose ir stabdomoji monetarinė politika, kuri atsispindi aukštesnėse federalinių fondų palūkanų normose, turi reikšmingą neigiamą poveikį visoms analizuotoms akcijų rinkoms ilguoju periodu. Taip pat pastebėta po JAV finansų krizės susilpnėjusi ES ir kitų analizuotų akcijų rinkų tarpusavio sąsaja. Tuo metu Endri'is ir kt. [18] tyrimo metu analizuodami mėnesinius Indonezijos akcijų biržos pokyčius 2012–2018 metų laikotarpiu vertina makroekonominis veiksniai, tokius kaip palūkanų norma, infliacija ir valiutos kursas, tačiau taip pat įtraukiami kitų didžiųjų pasaulio biržų, tokių kaip JAV, Jungtinės Karalystės, Japonijos, Kinijos ir Singapūro biržų indeksų pokyčiai. Pastebėta, kad visi pasirinkti kintamieji turėjo reikšmingą poveikį šioje biržoje vykstantiems akcijų kainų pokyčiams. Remiantis šiuo tyrimu svarbu pabrėžti gautas išvadas, jog akcijų rinkos nėra izoliuotos ir neretai pokyčiai kitose rinkose gali turėti kur kas greitesnį ir didesnį poveikį nei makroekonominiai šokai šalies viduje, ypatingą dėmesį kreipiant į didžiąsias pasaulio rinkas. Verma ir Ozuna [19] tyrime vertino Pietų Amerikos valstybių (Meksikos, Argentinos, Brazilijos bei Čilės) akcijų rinkos indeksų ir makroekonominių veiksnių (pinigų pasiūlos, vartotojų kainų indekso, palūkanų normos ir valiutos kurso) ryšius valstybių viduje, kartu atliekant tarpvalstybinį vertinimą. Įvertinus minėtoje rinkoje 1993–2003 metų periodu stebimus mėnesinius finansų rinkos ir ekonominius duomenis nustatyta, kad akcijų indeksų pokyčiams makroekonominių veiksnių poveikis šalyse nėra statistiškai reikšmingas. Be to, tyrimo metu nustatyta, jog poveikį kitų, glaudžiai susijusių, šalių akcijų rinkoms turi pokyčiai Meksikos akcijų rinkoje, tačiau atvirkštinis ryšys atmestas. Taip pat pastebėta, kad valiutų kursų pokyčiai daro įtaką atitinkamos šalies akcijų rinkai, dėl ko galima teigti, jog valiutos rizika yra itin aktuali Pietų Amerikos šalims.

Tyrimo metu nustačius, jog sąsajos tarp akcijų rinkos ir makroekonominių rodiklių nėra (arba ji silpna), neretai pasitelkiami alternatyvūs rodikliai. Hooker'io [20] studijoje analizuojami mėnesiniai duomenys 1992–2002 metų periodu. Nustatyta, kad besivystančiose rinkose, vertinamose pagal MSCI EM indeksą, valiutos kurso pokyčiai galėtų būti laikomi reikšmingu makroekonominiu faktoriumi. Tuo tarpu kiti makroekonominiai veiksniai, tokie kaip BVP augimas, infliacija ar palūkanų norma, įtraukus papildomus kintamuosius, praranda savo reikšmingumą. Tuo tarpu į tyrimą įtraukus finansinius rodiklius, tokius kaip beta koeficientas, kainos pokyčio greitis (angl. *price momentum*), kainos ir pelno vienai akcijai santykis (P/E), akcijos kainos ir buhalterinės vertės santykis (P/B rodiklis), neigiamos rizikos (angl. *downside risk*) rodiklis, nusakantis investuotojo praradimą blogiausiu atveju, nustatyta, jog paskutiniu laikotarpiu finansiniai faktoriai yra reikšmingesni nustatant būsimas perteklines grąžas (angl. *excess returns*). Remiantis gautais rezultatais, autorius daro prielaidą, kad besivystančios rinkos panašėja į išsivysčiusias, dėl ko



galima tikėtis, jos šioms rinkoms didesnę įtaką turės pasauliniai, nebe vietiniai, šokai. Tuo metu Harvey'us [21] taip pat analizuoja MSCI rinkos vidutines grąžas. Visgi šiuo atveju vietoj makroekonominių ar finansinių faktorių autorius remiasi įvairiais rizikos kriterijais – sisteminė ir bendroji rizika, neigiamos beta rodiklis (angl. *downside beta*), grąžos asimetrija, rizikos vertės (angl. *value at risk*) ir kiti – siekdamas paaiškinti grąžą tiek besivystančiose, tiek išsivysčiusiose rinkose.

Mokslinėje literatūroje taip pat pastebima akcijų rinkos istorinės informacijos svarba. Jishag'as ir kt. [22] bandydami prognozuoti akcijų kainas teigia, kad įtraukus istorinius duomenis gaunami tikslesni rezultatai. Vertinant NASDAQ indekso kainą pasitelkta sentimentų analizė (angl. *sentiment analysis*), kurios tikslumas duomenims siekė 67,14 %, tuo metu įtraukus praeities informaciją prognozavimo tikslumas išaugo iki 89,80 %. Tang'as ir Chen'as [23] analizuojant DJIA akcijų indekso pokyčius 2008–2016 metų periodu taip pat teigia, jog derinant informaciją apie paskelbtas naujienas ir istorinius duomenis modelio prognozavimo tikslumas išauga lyginant su modeliais, kuomet vertinama vienas duomenų tipas. Remiantis šių mokslininkų įžvalgomis daroma prielaida, jog istorinė akcijų rinkos kaina gali būti reikšminga prognozuojant ateities pokyčius, kartu vertinant kitus rodiklius. Be to, augant duomenų ir istorinės informacijos kiekiui šis informacijos tipas yra itin palankus ir nesudėtingai pasiekiamas, dėl to siekiant didesnio prognozavimo tikslumo pravartu jį įtraukti į modelį atliekant analizę, susijusią su akcijų kainomis.

Visgi svarbu nepamiršti, kad egzistuoja atsitiktinio klaidžiojimo (angl. *random walk*) teorija teigianti, jog praeities pokyčiai ar buvusios akcijų kainų tendencijos negali būti naudojamos numatyti kainų pokyčius ateityje, kadangi akcijų kainų pokyčiai yra nepriklausomi. Kitaip tariant teigiama, kad akcijų kainos svyruoja nenuspėjamai, sukrėtimai turi negrįžtamą įtaką ir būsimosios vertės negalima numatyti remiantis istoriniais stebėjimais, dėl to prognozavimo modeliai yra nereikšmingi [24]. Darbų, vertinančių tiek išsivysčiusių, tiek besivystančių šalių akcijų rinkas, yra daug, tačiau nėra vieningos nuomonės dėl rinkų efektyvumo [25]. Dėl to siekiant nustatyti tarpusavio ryšius, pirmiausia aktualu įvertinti analizuojamos akcijų rinkos modeliavimo ir prognozuojamumo galimybes.

Apibendrinant galima teigti, jog analizuojant ekonomikos ir akcijų rinkų tarpusavio sąsają dažnu atveju tiriama bent dešimties metų duomenys, atsižvelgiant į duomenų prieinamumą ir įprastai pasirenkant maksimaliai ilgą laiko eilutę. Taip pat siekiama kuo didesnio duomenų dažnio – esant galimybei atliekama dieninių duomenų analizė, tačiau tai tampa sudėtingu iššūkiu ieškant makroekonominių duomenų, todėl dažniausiai tarpusavio sąsajos tyrimai atliekami vertinant mėnesinius duomenis. Analizė atliekama tiek ekonomiškai išsivysčiusių, tiek besivystančių šalių atžvilgiu, taip pat atsižvelgiant galimus tarpusavio sąryšius tarp šalių. Mokslinėje literatūroje ekonominė situacija dažniausiai apibrėžiama pasirenkant makroekonominius rodiklius – BVP dydį šalyje ar alternatyvius rodiklius, pavyzdžiui, CLI, palūkanų normą, infliaciją, nedarbo lygį, pramonės produkcijos indeksą. Pastarieji penki makroekonominiai rodikliai pasirinkti ekonominės situacijos vertinimui šio darbo kontekste. Mokslininkų tyrimuose, taip pat ir šiame darbe, akcijų rinkos vertinimui pasitelkiami akcijų indeksai, atspindintys biržoje kotiruojamų akcijų kainų pokyčius.

## 1.2. Pokyčiai sektoriuose ir jų poveikis ekonomikai

Remiantis daugumos autorių moksliniais tyrimais nustatyta, jog egzistuoja reikšmingas ryšys tarp pokyčių ekonomikoje ir svyravimų akcijų rinkoje šalyje ar tarptautiniu mastu. Visgi praktikoje daugiausia analizuojama kintamųjų sąsaja valstybėje, nevertinant galimų skirtingų tendencijų sektorių lygmeniu.

Bendruoju atveju ekonomika skirstoma į tris sektorius. Pirminis, kuris orientuojasi į žemės ūkį, yra gavybos ir žaliavų perdirbimo ūkio sektorius, kuriam priskiriamas žaliavų išgavimas, ūkininkavimas, žuvininkystė. Šis sektorius dominuoja mažai išsivysčiusiose šalyse, tuo metu besivystančiose ir išsivysčiusiose valstybėse šiame sektoriuje dirba vis mažiau darbuotojų. Antrinis, pramonės, sektorius apima veiklą, kuomet sukuriamas baigtinis produktas. Šiam sektoriui priskiriamos gamybos, statybų ir komunalinių paslaugų ūkio šakos. Trečiasis, paslaugų, sektorius apima veiklą, išskirtinai susijusią su paslaugų teikimu kitiems verslams ar fiziniams asmenims. Mažmeninės prekybos, finansinių paslaugų, turizmo, IT, komunikacijos ir transporto paslaugos priskiriamos prie trečiojo sektoriaus. Išsivysčiusiose bei besivystančiose valstybėse tai yra pagrindinis ir vis dar augantis ekonomikos sektorius, kuriame dirba didžioji dalis žmonių. Taip pat XX amžiuje mokslininkai pradėjo skirti ir ketvirtąjį, žinių, sektorių, apimantį mokslinių tyrimų ir plėtros sritis, naujų technologijų kūrimą, kuris tampa vis svarbesnis kiekvienos išsivysčiusios valstybės ekonomikai. Visgi mokslinėje literatūroje dažniau apibrėžiami smulkesni ekonominės veiklos sektoriai, pavyzdžiui, pagal GICS (angl. *Global Industry Classification Standard*) klasifikaciją. Ši skirstymą 1999 metais pateikė *Morgan Stanley Capital International* ir *Standard & Poor's*, siūlydami efektyvų investavimo įrankį pramonės sektorių platumui, gyliui ir raidai nustatyti. Pagal GICS išskiriama 11 pagrindinių sektorių: energetikos (angl. *Energy*), žaliavų (angl. *Materials*), pramonės (angl. *Industrials*), mažmeninės prekybos (angl. *Consumer Discretionary*), kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų (angl. *Consumer Staples*), sveikatos priežiūros (angl. *Health Care*), finansų (angl. *Financials*), informacinių technologijų (angl. *Information Technology*), komunikacinių paslaugų (angl. *Communication Services*), komunalinių paslaugų (angl. *Utilities*) ir nekilnojamojo turto (angl. *Real estate*) [26]. GICS klasifikacija taikoma įmonėms viso pasaulio mastu, kurios gali būti priskiriamos tik vienai subindustrijai (angl. *sub-industry*) pagal pagrindinę veiklą, kuri nustatoma remiantis įmonės kiekvienos subindustrijos sugeneruota santykinė pajamų ir pelno dalimi. Be to, ši klasifikacija kasmet peržiūrima ir esant poreikiui įmonės yra perklasifikuojamos [26].

Ekonomikos ir vertybinių popierių rinkos analizė sektorių lygmeniu yra svarbi atsižvelgiant į faktą, kad ekonominių ciklų svyravimai, ypač ekonominė recesija, kurią siekiama kuo anksčiau numatyti ir suvaldyti, sukeliama skirtingų faktorių, o ekonominių pokyčių įtaka skirtingiems sektoriams yra netolygi. Be to, pastaraisiais dešimtmečiais stebima tendencija, jog stabilumo periodas ekonomikoje trumpėja. Per pastaruosius du dešimtmečius ryškiausios vakarų pasaulį, ir ypač Jungtines Amerikos Valstijas, palietusios krizės – 2000 m. aukštųjų technologijų bendrovių, dar vadinamas *dot.com*, burbulas, 2007–2008 m. pasaulinė finansų krizė ir 2020 m. recesija dėl COVID–19 pandemijos.

XX amžiaus pabaigoje plintant technologinėms naujovėms, plečiantis prieinamumui prie interneto ir augant kompiuterių naudojimui, vis daugiau investuotojų įsitraukė į akcijų rinkas, investuodami į internetines bendroves ir į vis spartesnę informacinių technologijų (IT) sektoriaus augimą ir plėtrą. Kartu su intensyviu JAV ekonomikos kilimu augo ir investuotojų lūkesčiai, dėl ko stebėtas ženklus IT įmonių akcijų kainų augimas. Vis dėlto, dėl per mažo akcijų rinkos reguliavimo, skelbiamos

informacijos apie IT bendrovių akcijas ir augančio investuotojų neužtikrintumo 2000 m. pradžioje „sprogo“ vadinamasis *dot.com* burbulas, paveikdamas pasaulio akcijų rinkas, lėmęs IT įmonių bankrotą, šio sektoriaus darbuotojų atleidimą ir JAV ekonomikos sulėtėjimą. 2000 m. pasaulio BVP augimas siekė 4,4 % (JAV – 4,13 %), tuo metu 2001 m. augimas siekė tik 1,95 % (JAV – vos 1 %), o pasaulio rinkos kapitalizacija 2000–2002 m. periodu smuko 26 % (JAV 27 %) [3, 27]. Pasak Jiang'o, Koller'io ir Williams'o [28], krizės požymiai pirmiausia pastebėti vartojimo prekių ir paslaugų, informacinių technologijų, medžiagų/žaliavų ir komunikacinių paslaugų sektoriuose, juose nustatytas didžiausias EBITDA rodiklio mažėjimas. Be to, šiuose sektoriuose, išskyrus medžiagų/žaliavų, stebėtas didelis bendrosios grąžos akcininkams (angl. *total returns to shareholders*) smukimas. Anderson'o, Brooks'o, Katsaris'io [29] atliktas tyrimas, kuriame analizuoti S&P 500 sektorinių indeksų pokyčiai 1973–2004 m. laikotarpiu, papildė rinkos analitikų bei mokslininkų nuomonę, kuri teigia, kad ši krizė labiausiai paveikė IT ir išteklių sektorius. Mokslininkai [29] teigia, jog burbulas pastebėtas bendrajame S&P500 indekse, o vertinant sektoriniu lygmeniu – finansų, informacinių technologijų, bendrosios pramonės (angl. *General Industrials*) ir neciklinių paslaugų (angl. *Non-Cyclical Services*) sektoriuose. Taip pat po burbulo „sprogimo“, analizuojamo periodo pabaigoje, pastebėtas akcijų kainų augimas tuose sektoriuose, kuriuose 2000 metais nenustatytas reikšmingas poveikis. Galima daryti prielaidą, kad investuotojai neatsiėmė investuoto kapitalo, tačiau perkėlė į saugesnius sektorius, suvokdami netolygų krizės poveikį sektoriams.

2007–2008 m. pasaulio finansų krizė kur kas stipriau paveikė šalių ekonomikas. 2007 m. nustatytas 4,3 % BVP augimas, pasaulio rinkos kapitalizacija siekė 60,3 trln. JAV dolerių, tačiau per metus šis rodiklis krito 46 %, o BVP augimas 2009 m. metais buvo neigiamas –1,7 % [3, 27]. Be to, remiantis tarptautinės darbo organizacijos (angl. *International Labour Organization*) duomenimis, nuo 2008 spalio mėn. iki 2009 m. pabaigos 51 šalyje buvo prarasta bent 20 mln. darbo vietų, iš kurių 16 mln. sudarė gamybos, statybos, mažmeninės ir didmeninės prekybos, transporto ir kasybos sektoriai [30]. Nors 2009 m. trečiąjį ketvirtį išsivysčiusiose ekonomikose stebėtas BVP rodiklio atsigavimas, tačiau užimtumas ir toliau mažėjo. Vis dėlto, keliuose sektoriuose – finansinio tarpininkavimo ir verslo paslaugų ir sveikatos – 2009 metų pabaigoje stebėtas atsigavimas ar pastovus augimas užimtumo prasme. Lagunavičiūtės, Ševčenko [31] teigimu, pagrindinės šios krizės priežastys – rinkoje išaugęs suteiktų paskolų kiekis nemokiems asmenims ir pervertintas nekilnojamas turtas. Tai leidžia teigti, jog didžiausia krizės įtaka buvo finansų (bankų) ir nekilnojamojo turto sektoriui. Moore ir Mirazaei'us [32] tyrime vertino pasaulio finansų krizės įtaką industrijos augimui 2000–2010 m. laikotarpiu 82 šalyse bei 23 industrijose. Pradiniai duomenys rodo, kad beveik visos industrijos buvo paveiktos šios krizės, tačiau atlikus detalesnę analizę nustatyta, jog poveikis pramonės šakose yra nevienalytis. Stipresnis krizės poveikis nustatytas labiau nuo išorės finansų priklausančioms industrijoms. Taip pat nustatyta, kad mažas ir mažiau nei vidutinės pajamas gaunančios šalys buvo paveiktos mažiau. Vertindami vartojimo prekių ir paslaugų sektoriaus svetingumo subsektorių Ispanijoje, Alonso-Almeida bei Bremser [33] nustatė, kad jis buvo stipriai neigiamai paveiktas pasaulinės finansų krizės vartotojams ženkliai sumažinus savo išlaidas ne pirmo būtinumo prekėms. Atlikus faktorinę analizę ir pasitelkus pagrindinių komponentų metodą nustatyta, jog Madride įsikūrę viešbučiai stebėjo bendro užimtumo, vidutinės dienos nuomos kainos, pajamų vienam kambariui sumažėjimą nulėmusį sumažėjusias bendrąsias pajamas. Analogiški rezultatai stebimi ir Kimes [34] tarptautiniu mastu atlikto tyrimo rezultatuose – vartotojams tapus kur kas jautresniems kainų pokyčiams, pasaulinė finansų krizė neigiamai paveikė daugumoje pasaulio šalių esančių viešbučių pajamas kriziniu laikotarpiu. Šiuo atveju sveikatingumo

sektorius įmonių finansinei situacijai ir šio sektoriaus įmonių akcijų kainoms reikšmingą poveikį turėjo staigus vartojimo išlaidų sumažėjimas ir nedarbo lygio išaugimas.

Nors *dot.com* ir pasaulinės finansų krizės priežastys buvo skirtingos, tačiau jos abi prasidėjo dėl „sprogusio“ spekuliacinio burbulo. Tuo tarpu 2020 metais prasidėjusi recesija sukelta COVID–19 pandemijos sąlygotų apribojimų. Siekiant sustabdyti itin užkrečiamo viruso plitimą, daugumoje pasaulio šalių įvestas karantinas, lėmęs ekonomikos stagnaciją, akcijų rinkų nuosmukį, sumažėjusį vartojimą ir nedarbo lygio augimą. 2020 m. nedarbo lygis JAV išaugo nuo 4,4 % kovo mėn. iki 14,8 % balandžio mėn., mažesnę nei 7 % lygį pasiekęs tik spalio mėn. Tuo metu Europos Sąjungoje nedarbo lygis liepos mėn. išaugo iki 7,8 % ir iki šiol nėra sugrįžęs į prieškrizinį lygį. Recesijai paveikus daugumos šalių ekonomikas, įtaka skirtingiems sektoriams taip pat netolygi. Dėl judėjimo apribojimų stipriai paveiktos transporto, svetingumo, turizmo ir pramogų industrijos – kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų sektorius, tuo metu IT sektorius turėjo galimybę plėstis staiga išaugus nuotolinės komunikacijos ir nuotolinio darbo poreikiams. Fernandes'o [35] teigimu, krizės poveikis sektoriams labai asimetriškas. Didžiausias poveikis numatomas su svetingumo paslaugomis susijusiam sektoriui – aviakompanijoms, kruizinių laivų kompanijoms, viešbučiams ir pan., kurių veikla sumažėjusi iki 90 %. Vartojimo prekių subsektorius gali tikėtis atsigavimo pradėjus gerėti ekonominei situacijai, tuo metu prarastos paslaugų subsektoriaus pajamos nebus atgautos. Remiantis He ir kt. [36] studija, kurioje analizuotas COVID–19 poveikis Kinijos industrijų akcijų kainoms vertinant Šanchajaus ir Šendženo akcijų biržas, nustatyta, jog Kinijoje pandemija stipriai neigiamai paveikė transporto, kasybos, elektros ir šildymo bei aplinkosaugos industrijas. Nepaisant to, pastebėta, kad gamybos, informacinių technologijų, švietimo ir sveikatos sektoriai teigiamai reagavo į pandemiją bei suteikė pasitikėjimo akcijų rinka. Autorių teigimu, Kinijos ekonomikos dydis, infrastruktūra ir pramonės grandinė leis šaliai greitai įveikti neigiamas COVID–19 pasekmes. Vis dėlto, kol kas sunku prognozuoti ilgalaikį COVID–19 krizės poveikį ekonomikai, kadangi nėra istorinio etalono – krizės, kuri prasidėjo dėl sveikatos priežasčių, tuo pačiu metu pasauliniu mastu paveikdama tiek paklausą, tiek pasiūlą.

Apibendrinant galima teigti, kad pirmaisiais XIX amžiaus dešimtmečiais vykusias krizes sąlygojo skirtingos priežastys, stebint netolygų poveikį ekonominiams sektoriams. *Dot.com* krizė įvyko dėl mažai reguliuojamos akcijų rinkos ir nesuvaldyto informacinių technologijų sektoriaus, dėl to šis sektorius buvo stipriausiai paveiktas ekonominio nuosmukio. Tuo tarpu pasaulinė finansų krizė, sąlygota nesuvaldytos finansų ir nekilnojamojo turto rinkos, paveikė ne tik šiuos sektorius, tačiau taip pat ir gamybos, sveikatingumo bei vartojimo prekių ir paslaugų sektorius. Su COVID–19 pandemijos apribojimais susijusi krizė didžiausią poveikį turėjo transporto, sveikatingumo, turizmo ir paslaugų industrijoms, visame pasaulyje staiga sumažėjus šių paslaugų paklausai. Atsižvelgiant į šiuos tarpsektorinius skirtumus galima teigti, jog aktualu vertinti ekonomikos ir akcijų rinkos sąsają sektoriniu lygmeniu.

### **1.3. Ekonominių rodiklių ir akcijų rinkų sąsajos tyrimo metodai**

Pasirinkus aktualią temą, analizės pobūdį ir išskyrus tyrimui tinkamus rodiklius, svarbu apžvelgti ir įvertinti mokslininkų tyrimuose taikytus metodus bei reikalingas duomenų transformacijas, analizės metu siekiant gauti reprezentatyvius ir validžius rezultatus.

Pradėjus duomenų analizę dažnai skaičiuojamos bendrosios rodiklių charakteristikos, įvertinamos išskirtys, atliekamos duomenų transformacijos. Tuo metu analizuojant laiko eilutes – chronologinę

duomenų seką tam tikrame laiko intervale – kartu su minėtais procesais taip pat būtina atsižvelgti į kitas laiko eilutės būdingas savybes, pavyzdžiui, duomenų stacionarumą. Laiko eilutė laikoma stacionaria, kuomet vidurkis ir sklaida laike yra pastovūs – nestebima augimo ar mažėjimo tendencija (angl. *trend*), duomenys homoskedastiški. Moksliniuose tyrimuose [7, 8, 19] stacionarumo prielaida tikrinama atliekant ADF (angl. *Augmented Dickey-Fuller*) testą, kuriuo tikrinama, ar nagrinėjama laiko eilutė turi vienetinę šaknį, t. y., ar yra stacionari. Tai vienas populiariausių ir praktikoje dažniausiai taikomų stacionarumo nustatymo testų vienmačiu atveju. Atrinkus aktualius kintamuosius, Chen'as [6] analizę taip pat pradeda stacionarumo vertinimu ADF, *Phillips–Perron* (PP) test bei *Elliott–Rothenberg–Stock* (ERS) testais. Iškeliama nulinė hipotezė, kad duomenys yra nestacionarūs, kuri pagal visus testus yra atmetama ir daroma išvada, jog duomenys tinkami tolesnei analizei. Be įprastai taikomų ADF ir ERS testų, duomenų stacionarumas tyrimuose tikrinamas *Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin* (KPSS) testu [14], taip pat derinami ADF ir PP testai [17].

Alternatyvus kintamųjų stacionarumo prielaidos įvertinimas daugiamačiu atveju yra kelių laiko eilučių kointegracijos ryšio tyrimas. Teigiama, kad atskiroms laiko eilutėms esant nestacionarioms, jų tiesinė kombinacija gali būti stacionari. Studijoje šis vertinimas atliekamas *Johansen* testu, siekiant nustatyti stochastiškumą ir išskirti pastoviąją ir pereinamąją komponentes [14]. Be to, nustatčius laiko eilučių stacionarumą ar kointegraciją galima teigti, jog regresijos rezultatai nebus klaidingi. Kiti autoriai [16, 17] stacionarumo vertinimą ir į modelį įtrauktinų vėlavimų eilę taip pat nustato *Johansen* kointegracijos testu.

Siekiant laiko eilutės stacionarumo ir supaprastinti jos istorinę dinamiką, atliekamos duomenų transformacijos, tikslinamas matavimo vienetų pasirinkimas, įvertinami galimi vėlavimai. Viena iš dažniausiai taikomų transformacijų yra diferencijavimas, kuomet iš laiko eilutės nesudėtingai eliminuojama augimo ar mažėjimo tendencija ir cikliškumas. Šis duomenų paruošimo būdas neretai derinamas su reikšmių logaritmu. Chauvet [13] tyrime kiekvienam rodikliui pritaikoma atitinkama transformacija – skaičiuojami S&P 500 indekso P/E rodiklio ir 3 mėnesių išdo vekselio palūkanų normų pokyčiai, logaritmuotų dividendų pajamingumo reikšmių pokyčiai, diferencijuojami logaritmuoti gamybos ir prekybos pardavimų duomenys. Vis dėlto, ne visi rodikliai, pavyzdžiui, nedarbo lygis ar perteklinė akcijų grąža, kurie yra procentiniai, yra transformuojami. Hooker'is [20], siekdamas duomenų reprezentatyvumo, daugumai faktorių taip pat pritaiko transformacijas, pavyzdžiui, naudojamos valiutos kurso, palūkanų normos, BVP rodiklio pokyčio reikšmės, skaičiuojamos trumpalaikės palūkanų normos ir 36 mėnesių vidurkio santykis, rodikliai įtraukiami su vėlavimu. Be to, atliekama kintamųjų patikimumo analizė, pritaikant įvairias modelio parametrizavimo variacijas ar skirtingą diferenciacijos intervalą, pasirenkant skirtingus periodus rodiklių skaičiavimui. Verma ir Ozuna [19] tyrimo pradžioje logaritmuoja analizuojamus duomenis, išskyrus palūkanų normą, kuri iškart yra vertinama procentine išraiška. Tuomet laiko eilutės diferencijuojamos – gaunamos adityvios pokyčių reikšmės. Autorių teigimu, šios duomenų transformacijos palengvina ekonometrinių vertinimą. Kiti autoriai [16, 17] tyrimuose taip pat naudoja logaritmuotas visų kintamųjų reikšmes, išskyrus procentine išraiška pateikiamas palūkanų normas.

Su akcijų kainomis susiję rodikliai dažniausiai pateikiami dienų ar dar didesniu dažniu, tuo metu makroekonominiai rodikliai neretai yra mėnesiniai, dažniau ketvirtiniai ar metiniai, taigi siekiant reprezentatyvių rezultatų būtina suvienodinti rodiklių dažnius. Tyrimuose [14, 15] naudojant kas

ketvirtį pateikiamus makroekonominis rodiklius, su akcijų svyravimais susiję rodikliai perskaičiuojami į ketvirtinius imant trijų mėnesių vidurkį.

Šalies ekonomikoje stebimiems pokyčiams, akcijų biržose vykstantiems svyravimams įvertinti, taip pat tarpusavio sąsajos analizei pasitelkiami įvairaus pobūdžio, sudėtingumo ir tikslumo metodai. Pavyzdžiui, tyrime [12] analizuojamiems kintamiesiems apskaičiuoti Pirsono koreliacijos (angl. *Pearson correlation*) koeficientai, siekiant nustatyti, ar tarpusavio sąsaja yra statistiškai reikšminga. Pirsono koreliacijos koeficientas yra vienas paprasčiausių metodų pirminiam sąveikos vertinimui, vis dėlto, šiuo metodu gali būti nustatomas tik tiesinis ryšys. Be to, itin svarbus tinkamo duomenų tipo pasirinkimas, pavyzdžiui, realieji dydžiai tarpusavyje gali būti koreliuoti dėl bendros augimo tendencijos, tačiau įvertinus kintamųjų pokyčio per periodą koreliaciją ryšio gali nebebūti. Dėl šios priežasties autoriai, ieškodami tarpusavio sąsajų, atliko kelias skirtingas duomenų transformacijas. Be to, nustatčius, kad egzistuoja statistiškai reikšmingas ryšys, svarbu nepamiršti, jog jis neatspindi priežastingumo ryšio.

Taip pat tyrimuose [10] taikoma regresinė analizė, kuomet priklausomu kintamuoju laikomas realaus BVP vienam žmogui augimo vidurkis analizuojamu periodu, tuo metu kiti makroekonominiai ir su akcijų rinkos plėtra susiję veiksniai laikomi nepriklausomais kintamaisiais. Gavus regresijos lygtis, kintamųjų reikšmingumas vertinamas remiantis p reikšme ir standartinės paklaidos koeficientu. *Kolmogorov–Smirnov* testu įvertinus, kad duomenys yra pasiskirstę pagal normaliuosius skirstinius, Singh, Mehta'os ir Varsha'os [9] tyrime taip pat taikoma regresinė analizė. Vis dėlto, norint regresinę analizę pritaikyti prognozavimui ar priežastinių ryšių paieškai, svarbu pagrįsti, jog egzistuoja priežastinis ryšys ir remiantis nepriklausomais kintamaisiais galima numatyti priklausomo kintamojo reikšmes. Kaip aptarta 1.1 poskyryje, yra įvairių nuomonių dėl ekonominių ciklų ir akcijų svyravimų tarpusavio sąsajos, dėl to šiuo atveju tiesinė regresinė analizė nėra tinkamiausias metodas.

Sąryšių analizėje [13] taip pat naudojamas Markovo perjungimo (angl. *Markov switching*) modelis, kuris išbandomas modeliuotiems ir modelio kūrime nenaudotiems duomenims. Markovo modeliuose įtraukiamas parametru svyravimas laike, kartu įvertinant jų būsenos, režimo pokyčio tikimybę. Šiuo atveju ekonominio faktoriaus būsenos pokyčiu laikomas ciklo perėjimas į pakilimo ar recesijos stadijas, tuo metu akcijų rinkos faktoriaus būsenos pokytis siejamas su besileidžiančiomis ir kylančiomis rinkomis. Chen'o [6] tyrime, kuriame detaliau analizuojama makroekonominių rodiklių bei akcijų rinkų sąsaja recesiniu laikotarpiu, taip pat taikomas parametrinis, Markovo perjungimo, modelis, siekiant identifikuoti akcijų rinkų svyravimus – besileidžiančias ir kylančias rinkas. Lūžio taškams nustatyti autorius taip pat pritaiko neparimetrinį modelį – *Bry–Boschan* algoritmą – ir naivaus slenkančio vidurkio (angl. *naive moving average*) metodą, vertinimą atliekant modeliuotiems (angl. *in-sample*) ir modelio apmokymui nenaudotiems (angl. *out-of sample*) duomenims. Nustatyta, kad pasirinktas besileidžiančių rinkų nustatymo metodas neturi įtakos rezultatams, gaunamos analogiškos išvados.

Senyuz [14] makroekonominis bei akcijų rinkų rodiklius išskiria į pastoviasias ir pereinamąsias komponentės. Abiejų tipo duomenims atskirai pritaikant Markovo perjungimo modelį, pereinamųjų komponentių modeliavimui naudojamas pirmos eilės autoregresinis (AR(1)) modelis nustatčius, jog aukštesnės eilės vėlavimų įtraukimas nėra statistiškai reikšmingas. Kitose studijose [22] vienmatės akcijų rinkos laiko eilutės prognozavimui į ateitį naudojamas ARIMA – autoregresinio integruoto slenkančio vidurkio – modelis (angl. *Autoregressive Integrated Moving Average*). ARIMA modelis

yra autoregresinio slenkančio vidurkio (santr. ARMA) modelio plėtinys, įtraukiantis skirtumų panaudojimą. Šiuo modeliu prognozės sudaromos remiantis pradinės laiko eilutės duomenimis ir modelio paklaidų pokyčių ypatumais. Šis modelis analizuojamą laiko eilutę išskirsto į kelias dalis – autoregresinį procesą (AR), kuris apibūdina laiko eilutę remiantis praeities įvykiais, ir slenkančio vidurkio procesą (MA), kuris įvertina modelio paklaidų poveikį duomenims, kartu įvertinant kitų laiko eilučių integravimą (I).

Remiantis finansiniams duomenims būdingomis savybėmis, stilizuotais faktais, galima teigti, jog vienmačiu atveju tokio tipo laiko eilučių gražos pasižymi silpna priklausomybe laike, nepastovumo klasteriais, kuomet kurį laiką stebimas nepastovumas po jo sekant ramybės periodui, ir tuo, kad amplitudės dinamika laiko atžvilgiu ir liekamosios paklaidos nėra konstantos – stebimas sąlyginės dispersijos heteroskedastiškumas. Dėl šios priežasties finansinių laiko eilučių analizei neretai taikomi ARCH (angl. *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) ir GARCH (angl. *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) sąlyginio heteroskedastiškumo modeliai, kuriais realizuojamas sąlyginės dispersijos modeliavimas. GARCH (1,1) modelis taikytas tyrimuose [8, 18], pasirinkimą pagrindžiant literatūros analize ir tuo, jog tyrime buvo analizuoti laiko eilučių duomenys, kurie dažnai nėra pasiskirstę pagal normalųjį skirstinį ir negali būti normalizuoti. Tinkamiausi modelio parametrai pasirenkami pagal Akaikės (angl. *Akaike*) ir Švarco (angl. *Schwartz*), kitaip vadinamu Bajeso (angl. *Bayesian*), informacinius kriterijus.

Anksčiau aptartas stacionarumo tikrinimas yra svarbus atliekant vienetinės šaknies testus ir nustatant papildomų vėlavimų, įtraukiamų į vektorinį autoregresijos (VAR) modelį, skaičių. Šio parametro parinkimas yra itin svarbus, kadangi parinkus per didelę ar per mažą vėlavimų eilę modelio įverčiai gali būti neefektyvūs arba įverčiai gali būti paslinkti. Optimalus vėlavimų skaičius parenkamas atliekant bandymus su skirtingu vėlavimų kiekiu ir skaičiuojant įvairių testų reikšmes. Tyrimuose [16, 19] į modelį įtraukiamų vėlavimų skaičius nustatytas remiantis Akaikės, Bajeso ir *Hannan–Quin* kriterijais, tuomet makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sąsajos analizei pritaikytas VAR modelis. Autorių teigimu [19], VAR modelis yra tinkamas, vertinant sumažintos formos lygtis su vienodais priklausomų kintamųjų rinkiniais, be to, struktūrai nekeliama *a priori* reikalavimai.

Kaip alternatyvus metodas VAR, tyrime [16] taip pat taikomas VECM modelis, kuriuo analizuojant sąsajas tarp kintamųjų, kartu įvertinama laiko eilučių kointegracija ir paklaidos korekcija (angl. *error correction*). Pastarasis rodiklis siejamas su tuo, kad praėjusio laikotarpio nuokrypis nuo pusiausvyros ilguoju periodu – paklaida – turi įtakos trumpojo laikotarpio dinamikai, taigi galima nustatyti priklausomo kintamojo atsistatymo greitį po pasikeitimų kituose kintamuosiuose. Kitų autorių [17] pritaikomos VAR ir VECM modelių modifikacijos – SVAR (struktūrinė vektorinė autoregresija) ir SVEC (struktūrinis vektorinis paklaidų korekcijos) modeliai. Šie modeliai panašūs tuo, jog nustatant atitinkamus apribojimus, papildomai įvertinamas struktūrinių sukrėtimų poveikis kitiems kintamiesiems. Tuo metu, autorių teigimu, pagrindinis SVAR ir SVEC modelių skirtumas yra tas, kad SVEC modelis taip pat įvertina kointegracijos aspektą.

Filis'o [16] nuomone, VAR modelio paskirtis – įvertinti įtrauktų kintamųjų dinaminis pokyčius dėl išorinių stochastinių šokų. Dėl šios priežasties pritaikius VAR ir analogiškus modelius sudaromos atsako į impulsą funkcijos, kurios apibūdina vieno kintamojo atsaką į kito kintamojo vieno standartinio nuokrypio dydžio šoką ir leidžia įvertinti reikšmingai susijusius kintamuosius. Atsako į impulsą funkcijos sudarytos keliose studijose [16, 17, 19], neretai tam skiriant daug dėmesio,

kuomet tyrimo tikslas – rasti reikšmingus kintamųjų tarpusavio ryšius, o ne atlikti trumpalaikes prognozes. Mokslininkai [16, 17] studijose taip pat atlieka variacijos dekompoziciją, kuri leidžia įvertinti nepriklausomų kintamųjų poveikį priklausomam kintamajam. Chakravarty [7] atliktame tyrime pritaikius VAR modelį taip pat ieškoma priežastinių ryšių tarp kintamųjų remiantis 1995 m. Toda ir Yamamoto pasiūlytu Grangerio priežastingumo analizės metodu.

Apžvelgus mokslininkų tyrimuose taikomus procesus ir metodus daroma išvada, kad pirmiausiai statistiniais testais įvertinamas ir, atliekant laiko eilučių modifikacijas, užtikrinamas stacionarumo prielaidos tenkinimas. Laiko eilučių modeliavimui taikomi įvairūs metodai – Pirsono koreliacijos testas, regresinė analizė, Markovo perjungimo modeliai. Vis dėlto, vienmačiu atveju finansinių laiko eilučių modeliavimui, prognozuojamumo vertinimui, dažniausiai taikomi ARMA ar GARCH tipo modeliai. Tuo metu tarpusavio sąsaja analizuojama pritaikant vektorinės autoregresijos (VAR) modelį ar jo modifikacijas ir remiantis struktūrinės analizės rezultatais.

Apibendrinant mokslinės literatūros analizę galima teigti, jog plečiantis istorinės informacijos prieinamumui, akcijų rinkų ir jų sąryšio su ekonominiais rodikliais tyrimai išlieka aktualūs tiek besivystančioms, tiek išsivysčiusioms valstybėms. Nors dažnu atveju įrodomas tarpusavio ryšys, visgi nėra vieningos nuomonės dėl sąryšio egzistavimo bei stiprumo. Be to, analizė atliekama valstybės ar valstybių grupės lygmeniu. Vis dėlto, atsižvelgiant į sektorių rodiklių pokyčius kriziniais laikotarpiais daroma prielaida, jog sąsaja tarp finansų rinkos sektorių ir šalies ekonomiką apibūdinančių rodiklių gali būti nevienareikšmė ir netolygi, o reikšmingą poveikį turintys veiksniai gali skirtis. Apžvelgus tyrimuose taikytus metodus ir proceso eigą pastebėta, kad tinkamas duomenų paruošimas, stacionarumo prielaidos užtikrinimas yra itin svarbus, siekiant reprezentatyvių sąryšio rezultatų. Rodiklių vertinimui neretai taikomas vektorinės autoregresijos modelis, leidžiantis įvertinti tarpusavio priežastingumą, modeliuoti atsaką į šokus. Taip pat nustatyta, kad istorinė akcijų rinkos laiko eilučių informacija gali būti reikšminga dabarties pokyčiams, dėl ko aktualus ir vienmatis akcijų rinkos sektorių laiko eilučių modeliavimas.



## 2. Sąsajų tarp makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių tyrimo metodologija

Šioje baigiamojo projekto dalyje aprašomas duomenų modifikacijos poreikis ir būdai. 2.2 ir 2.3 poskyriuose pristatoma makroekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių tyrime naudotų GARCH ir VAR modelių metodologija, taip pat pateikiama Grangerio priešastingumo tyrimo, atsako į impulsus ir prognozės paklaidų variacijos dekompozicijos metodologija. Taip pat 2.4 poskyryje nurodoma tyrimui naudota programinė įranga ir paketai.

### 2.1. Duomenų atranka, modifikacijos ir aprašomoji statistika

Duomenų analizėje vienas svarbiausių pasirinkimų siekiant reprezentatyvių rezultatų yra aktualių duomenų atranka. Literatūros analizės metu pastebėta, jog dauguma autorių rodiklius įtraukia remiantis kitų mokslininkų atliktais tyrimais ir gautais rezultatais. Šio tyrimo metu pritaikoma analogiška praktika – tiek makroekonominiai rodikliai, tiek akcijų rinkas atspindinti informacija pasirinkta atlikus mokslinės literatūros analizę.

Identifikavus tiriamą situaciją atspindinčius duomenis dažnai susiduriama su duomenų dažnio problema. Siekiant tikslesnių rezultatų pravartu analizuoti didesnio dažnio, dieninius ar savaitinius, duomenis. Pavyzdžiui, dieninių laiko eilučių analizė dažnai stebima vertybinių popierių rinkos tyrimuose, kuomet sandorių apimtys, akcijų ar obligacijų kainos fiksuojamos net kelis kartus per dieną. Dėl to vienmačių akcijų rinkos sektorių modeliams sudaryti naudojami dieniniai akcijų rinkos duomenys. Tuo metu ekonominiai rodikliai oficialioje statistikoje pateikiami mėnesio ar ketvirčio dažnumu, taigi tarpusavio sąsajos vertinimui pasirinkti mėnesiniu dažnumu pateikiami makroekonominiai rodikliai, o vertybinių popierių rinkos tendencijas atspindintys įverčiai agreguojami skaičiuojant jų vidurkius pagal ekonominių rodiklių dažnį.

Taip pat prieš atliekant tyrimą pravartu susipažinti su analizuojamais duomenimis – įvertinti pagrindines kintamųjų charakteristikas, pasiskirstymą, praeities tendencijas. Pastarasis aspektas gali būti įvertinamas analizuojant grafiškai vaizduojamus istorinius laiko eilučių duomenis atitinkamu laiko periodu. Grafinės analizės metu galima nustatyti kintamųjų tarpusavio panašumus, lūžio taškus, pirmaujančius ar atsiliekančius rodiklius ir bendrą augimo ar mažėjimo tendenciją. Tuo tarpu detalesnis ir kiek dažniau mokslinėje literatūroje sutinkamas duomenų vertinimas atliekamas remiantis aprašomosios statistikos įverčiais – kintamojo minimumu, maksimumu (laiko eilučių atveju ir atitinkamas ekstremumo taškų datas), vidutine reikšme, standartiniu nuokrypiu, asimetrijos ir eksceso koeficientais. Šiuo atveju duomenys analizuojami pasitelkiant skaitines vertes ir, remiantis jomis, nustatomos laiko eilučių tendencijos, pokyčio intervalas, išskirtys, taip pat analizuojant finansines laiko eilutes galima nustatyti rinkos nepastovumą.

Finansų rinkas apibūdina įvairūs kintamieji – akcijų indeksai, valiutų kursai, palūkanų normos, kurie veikiami skirtingų faktorių, tačiau tyrimų metu nustatyta, jog statistiniu požiūriu finansų rinkos laiko eilutes sieja bendri bruožai, vadinami stilizuotais faktais (angl. *stylized facts*) [37]. Stilizuotų faktų sąvoka siejama su N. Kaldor'u, kuris 1961 metais parašytame straipsnyje pateikė 6 ekonomikos augimą apibendrinančias prielaidas. Bendruoju atveju stilizuoti faktai – tai empirinių stebėjimų ir išvadų, pritaikomų daugeliui rizikos veiksnių pokyčių laiko eilučių, rinkinys. Nors autoriai išskiria skirtingus teiginius, dažnai stilizuoti faktai siejami su šiomis laiko eilučių savybėmis [37, 38]:

- gražų amplitudės dinamika nėra konstanta laiko atžvilgiu, kitaip tariant graža laike yra nepastovi.
- gražos laike yra nekoreliuotos arba silpnai koreliuojančios, tuo metu absoliutinėms bei kvadratinėms gražoms autokoreliacija tampa reikšminga;
- būdinga kintamumo klasterizacija, kuomet ekstremalios gražos stebimos kartu – kurį laiką stebimas didelis kintamumas, po kurio svyravimų amplitudė mažėja;
- finansinių rinkų gražoms būdingas leptokurtinis skirstinys, dažniau stebimos ekstremalios reikšmės;
- empirinis gražų skirstinys asimetriškas į kairę, neretai nepasiteisina normaliojo skirstinio hipotezė;
- tikėtinos gražos vidurkis laike yra artimas nuliui.

Viena iš pagrindinių finansinių laiko eilučių analizės prielaidų – statistinių savybių invariantiškumas laiko atžvilgiu [37]. Jeigu istoriniai laiko eilučių pokyčiai neturi sąsajos su dabarties ar ateities kainų pokyčiais, tokių duomenų tyryba ir prognozavimas yra neperspektyvus ir tokiu atveju turėtų būti priimta atsitiktinio klaidžiojimo hipotezė. Dėl šios priežasties laiko eilučių analizėje atliekamas duomenų stacionarumo vertinimas. Stacionariu laikomas toks atsitiktinis procesas, kurio tikimybinės charakteristikos nekinta laike [39]. Kitaip tariant, stochastinis procesas  $y_t$  yra stacionarus, kai visiems laiko momentams  $t$  tenkinamos šios sąlygos [40]:

$$E(y_t) = \mu$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)'] = \Gamma_y(h) = \Gamma_y(-h)'; \quad (1)$$

čia  $E(y_t)$  – proceso vidurkis,  $\mu$  – baigtinis vidurkių reikšmių vektorius,  $\Gamma_y(h)$  – baigtinė kovariacijos reikšmių matrica.

Pirmoji sąlyga reiškia, kad procesas visais laiko momentais  $t$  turi tą patį baigtinį vidurkių vektorių  $\mu$ . Tuo metu antroji sąlyga apibrėžia, jog proceso autokovariacija nepriklauso nuo laiko  $t$ , tačiau atitinkamu laiko periodu  $h$  du vektoriai  $y_t$  ir  $y_{t-h}$  yra skirtingi [40]. Laiko eilutė yra stacionari, kai vidurkis, dispersija ir autokovariacija yra pastovūs dydžiai laike (nestebimas augimo ar kritimo tendencija, heteroskedastiškumas). Svarbu paminėti, kad tokiu atveju, kai reikalavimai formuojami proceso skirstiniui, tuomet procesas laikomas griežtai stacionariu. Tuo metu reikalavimus formuojant pirmosios ir antrosios eilės momentams, šias sąlygas tenkinančios laiko eilutės pasižymi silpnu stacionarumu, kuris yra būtina statistinės analizės prielaida [41].

Laiko eilutės stacionarumas įvertinamas keliais testais. Vienas dažniausiai mokslinėje literatūroje naudojamų testų – apibendrintas Dikio-Fiulerio (angl. *Augmented Dickey-Fuller*, santr. ADF). Kuomet  $Y_t$  procesas išreiškiamas  $p$ -tojo laipsnio autoregresijos modeliu AR(p), vertinamojo modelio lygtį galima užrašyti [41]:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta Y_{t-1} + u_t; \quad (2)$$

čia  $\alpha_i$  – perskaičiuoti  $\beta_i$  koeficientai,  $p$  – vėlavimų skaičius,  $u_t$  – baltasis triukšmas.

Šiuo testu tikrinamos hipotezės (3):

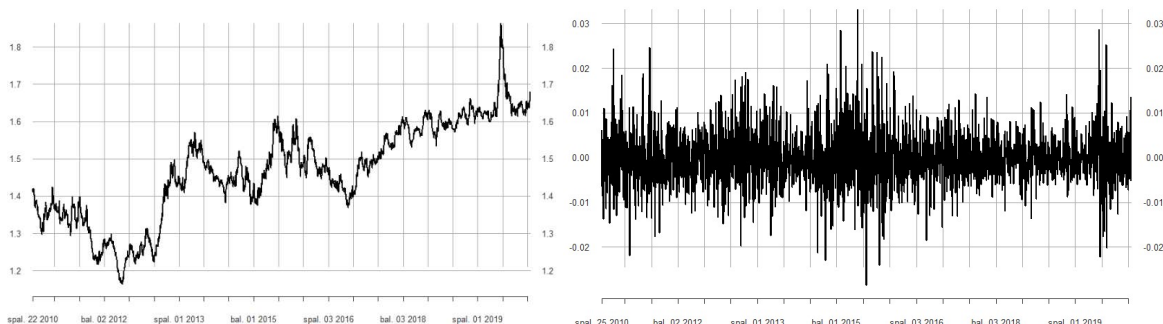
$$\begin{aligned} H_0: Y_t &\sim I(1); \\ H_A: Y_t &\sim I(0); \end{aligned} \quad (3)$$

Vertinant įverčio reikšmingumą, t. y., gautą ADF testo statistiką lyginant su kritine ADF testo reikšme, ir priėmus nulinę hipotezę  $Y_t$  laiko eilutė laikoma nestacionaria – teigiama, jog laiko eilutė integruota pirma eile ir reikalinga diferenciacija bent 1 laiko periodu. Visgi dažnu atveju vietoje įverčio vertinama ADF testo tikimybės reikšmė  $p$  – jeigu jos viršija reikšmingumo lygmenį  $\alpha$ , tuomet priimama nulinė hipotezė ir priimama nestacionarumo prielaida. Svarbu paminėti, kad remiantis šiuo testu gautos išvados būtų netikslios, jei paklaidos pasižymėtų heteroskedastiškumu [39].

Alternatyvus neparametrinis vienetinės šaknies tikrinimo testas yra *Phillips–Perron* (santr. PP), kuris nėra jautrus paklaidų autokoreliuotumui ar heteroskedastiškumui. Šiuo atveju taip pat tikrinama  $H_0$ : laiko eilutė turi vienetinę šaknį ir  $H_A$ : laiko eilutė yra stacionari.

Be ADF ir PP testų praktikoje taip pat taikomas *Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin* (santr. KPSS) testas. Šiuo atveju tikrinamos priešingos hipotezės: nulinė hipotezė, jog laiko eilutė yra stacionari, kai  $H_A$  – laiko eilutė nėra stacionari.

Dažnu atveju proceso stacionarumą galima įvertinti ir pagal grafinį vaizdą. Akivaizdu, kad 2 paveiksle kairėje pavaizduotas procesas nėra stacionarus – visu pateiktu laikotarpiu stebima augimo tendencija ir pasikartojantis cikliškumas. Tuo metu dešinėje pateikto proceso vidurkis yra artimas nuliui, taip pat sklaida tolygi visu pateiktu periodu.



**2 pav.** Nestacionarios (kairėje) ir stacionarios (dešinėje) laiko eilučių pavyzdžiai

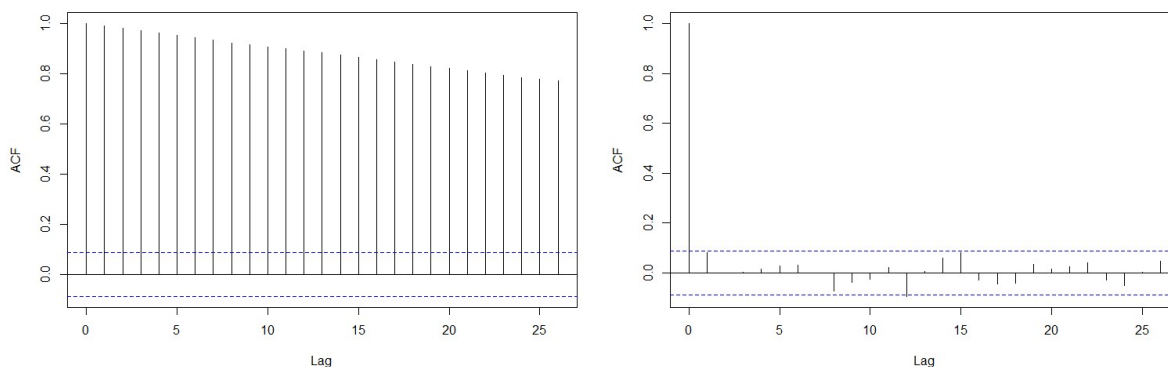
Kadangi laiko eilutės stacionarumas yra būtina prielaida tolesniam duomenų modeliavimui, laiko eilutėms taikomos modifikacijos. Dažniausiai taikomos skirtuminės transformacijos, diferenciacija – skaičiuojami skirtumai tarp įverčio  $t$  laiko periodu ir  $t-1$  momentu buvusios vertės, gaunant grąžų įverčius. Be to, finansinių laiko eilučių analizės metu neretai analizuojamos logaritminės grąžos, kadangi, kaip teigia Leipus, realūs duomenys neprieštarauja tam, kad logaritminės grąžos elgiasi kaip stacionarus atsitiktinis procesas. Be to, po šios transformacijos nelieka priklausomybės nuo matavimo vienetų. Logaritmine grąža vadinama transformacija, kuri skaičiuojama pagal formulę:

$$r_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right); \quad (4)$$

čia  $P_t$  yra uždarymo kaina  $t$  periodu;  $P_{t-1}$  – uždarymo kaina  $t - 1$  periodu.

Logaritminių gražų adityvumas laike (angl. *continuously compounded returns*) yra vienas didžiausių privalumų skirtingo dažnio duomenų analizėje, kuomet akcijų gražų įverčius neretai tenka agreguoti. Tai reiškia, kad logaritminė mėnesio graža bus lygi visų mėnesio dienų logaritminių gražų sumai, tuo tarpu naudojant aritmetinius vidurkius suminė periodo graža neatitiks tikrosios periodo gražos.

Proceso stacionarumas taip pat gali būti įvertintas remiantis grafiniu ir statistiniu autokoreliacijos testu. Teigiama, jog stacionaraus proceso AR(p) autokoreliacijos funkcija (ACF) greitai mažėja, tuo metu dalinė autokoreliacija (PACF) nelygi nuliui p vėlavimų [39].



**3 pav.** Nestacionaraus (kairėje) ir stacionaraus (dešinėje) proceso korelogramos

3 paveiksle kairėje vaizduojama nestacionarios laiko eilutės autokoreliacijos funkcijos grafikas. Matome, kad reikšmės visu periodu viršija kritines reikšmes, taigi laiko eilutės reikšmės yra priklausomos nuo praeities reikšmių. Tuo metu dešinėje pateikta stacionarios laiko eilutės korelograma – nors pirmojo vėlavimo atveju autokoreliacijos įvertis artimas ribinei reikšmei, tačiau didėjant vėlavimų skaičiui reikšmės neviršija ribos ir sąlygoja nereikšmingą koreliaciją.

Kaip minėta, autokoreliacijos tikrinimas gali būti atliekamas ir statistiniu testu, dažniausiai praktikoje taikomas *Ljung-Box* testas [39]:

$$Q_m = T(T + 2) \sum_{k=1}^m (T - k)^{-1} r_k^2 ; \quad (5)$$

čia  $Q_m$  – autokoreliacijos statistika,  $T$  – laiko eilutė,  $k$  – vėlavimų skaičius,  $r_k$  –  $k$ -tojo vėlavimo autokoreliacijos įvertis.

Šiuo atveju tikrinama nulinė hipotezė  $H_0$ , jog  $m$  tiriamų autokoreliacijos koeficientų yra nereikšmingi ir artimi nuliui, gauta  $Q_m$  reikšmė lyginama su kritine skirstinio  $\chi_\alpha^2$  reikšme su  $\alpha$  reikšmingumo lygmeniu. Svarbu paminėti, kad šiuo atveju nulinė hipotezė bus atmetama, jei bent vienas iš  $m$  analizuojamų autokoreliacijos koeficientų nėra statistiškai nereikšmingas (Kvedaras). Kaip ir stacionarumo testų atveju, praktikoje dažnai vertinama autokoreliacijos testo tikimybė – gautai  $p$  reikšmei esant mažesnei nei  $\alpha$  reikšmingumo lygmuo nulinė hipotezė atmetama ir daroma išvada, jog laiko eilutei būdinga autokoreliacija.

## 2.2. GARCH modelių taikymas finansinių laiko eilučių analizėje

Kaip minėta, finansinėms laiko eilutėms būdinga kintamumo klasterizacija, kuri yra negalima prielaida modeliuojant, pavyzdžiui, mažiausių kvadratų metodu, kadangi galimos neteisingos išvados. Be to, įprastai laikoma, kad modelio liekanos yra nepriklausomas baltasis triukšmas (angl. *white noise*), tuo metu remiantis stilizuotais faktais žinoma, jog gražų autokoreliacijai esant silpnai koreliuotai absoliutinėms reikšmėms nustatoma reikšminga koreliacija, taigi laiko eilutė laikoma silpnai koreliuota arba nekoreliuota, tačiau priklausoma [40]. Šios dvi prielaidos apibūdina finansinių laiko eilučių sąlyginį heteroskedastiškumą (angl. *conditional heteroskedasticity*) – siekiant išspręsti šią problemą, įvertinti stilizuotus faktus bei gebėti atlikti tikslesnę ateities reikšmių prognozę, kintančiai variacijai modeliuoti taikomas sąlyginio heteroskedastiškumo (santr. ARCH) modelis. Šiuo modeliu laike kintanti nepastovumą siekiama aprašyti kaip anksčiau nustatyto nepastovumo funkciją. Kitaip tariant, vietoj to, kad būtų priimama prielaida, jog ateities nepastovumas yra konstanta, ARCH tipo modeliai įvertina nepastovumo kitimą laike. Šis aspektas itin svarbus rizikos vertinimui, kadangi trumpalaikis nepastovumas gali būti itin nuostolingas (Perlin). Svarbu paminėti, jog norint taikyti šį modelį, laiko eilutė turi pasižymėti ARCH efektais – nepastovumo vertinimas atliekamas *Ljung-Box* testu patikrinant kvadratinę gražų autokoreliaciją. Tikrinama nulinė hipotezė, kad duomenys nepasižymi ARCH efektu. Taip pat ARCH efektams įvertinti naudojamas Lagranžo daugiklio (LM) testas, kuomet taip pat tikrinama nulinė hipotezė, kad gražoms nebūdingi ARCH efektai.

1986 metais Bolerslevo aprašytas apibendrintas sąlyginio heteroskedastiškumo modelis GARCH išplečia pradinį ARCH modelį. Ankstesnio modelio atveju laike kintantis nepastovumas aprašomas autoregresiniu (AR) modeliu, tuo metu GARCH atveju taikomas ARMA modelis. GARCH(p,q) modelis aprašomas lygtimis [42]:

$$R_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i R_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2; \quad (7)$$

čia  $R_t$  – gražos,  $\varepsilon_t$  – nepriklausomi, vienodai pasiskirstę atsitiktiniai dydžiai, kurių vidurkis lygus 0, dispersija lygi 1,  $\sigma_t^2$  – sąlyginė dispersija t momentu.

Šiuo atveju (6) yra vidurkį aprašanti lygtis, tuo metu (7) lygtimi aprašoma laike kintanti dispersija, nepastovumas. Kuomet gražų modeliavimui taikomas GARCH modelis,  $R_t^2$  kintamasis modeliuojamas autoregresijos ir slenkančio vidurkio ARMA modeliu. Taip pat pastebėta, jog  $\varepsilon_t$  neretai pasiskirstęs pagal standartinį normalųjį, standartinį Stjudento arba apibendrintą paklaidos skirstinį. Paprastai GARCH modelio parametrams taikomi 0–2 periodų vėlinimai. Standartiniu modeliu GARCH laikomas kuomet p ir q parametrai yra lygūs 1 – GARCH(1,1) modelis išlieka vienu populiariausiu praktikoje.

Nors ARCH ir GARCH tipo modeliai yra labai naudingi modeliuojant nepastovumą, vis dėlto šie modeliai nevertina, kad teigiamų ir neigiamų šokų poveikis laiko eilutei gali būti asimetriškas. Siekiant eliminuoti šį trūkumą, 1991 metais Nelson aprašė eksponentinį GARCH (angl. *exponential GARCH*, santr. EGARCH) modelį, įvertinantį poveikio asimetriškumą analizuojamoms gražoms ir nereikalaujantį parametru teigiamumo. Tai susiję su idėja, jog po prastų naujienų nepastovumas gali padidėti, tačiau gali sumažėti paskelbus geras naujienas. EGARCH (p,q) aprašomas lygtimi [42]:

$$\ln(\sigma|t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \frac{|R_{t-i}| + \delta_i R_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2); \quad (8)$$

Vidurkį aprašanti lygtis išlieka kaip ir įprasto GARCH modelio atveju. Tuo metu į dispersiją aprašančią lygtį įtraukiamas  $\delta_i$  parametras (sverto efektas  $R_{t-i}$  kintamajam), kuris leidžia įvertinti teigiamų ir neigiamų šokų asimetriją ir poveikį kintamumui.

Šio tyrimo metu išbandyti GARCH(p,q) ir EGARCH(p,q) modeliai p ir q parametrams pritaikius 1 ir 2 periodų vėlinimus. Geriausias modelis kiekvieno sektoriaus laiko eilutei pasirinktas remiantis Akaikės (santr. AIC) ir Bajeso/Švarco (santr. BIC arba SC) informaciniais kriterijais – geriausias modelis tas, kurio informacinių kriterijų reikšmės mažiausios. Be to, tyrime pritaikytų GARCH ir EGARCH modelių tinkamumui įvertinti buvo atliekami šie testai:

- **Svertinis** (angl. *weighted*) **Ljung-Box testas** standartizuotoms paklaidoms. Tikrinama nulinė hipotezė  $H_0$ : jog duomenyse nėra autokoreliacijos. Jei šio testo p reikšmė viršija reikšmingumo lygmenį, nulinė hipotezė priimama ir analizuojamo modelio testo rezultatai tenkina, kadangi pritaikius modelį paklaidose koreliacijos nebeturi būti.
- **Svertinis** (angl. *weighted*) **ARCH-LM testas** – tikrinama nulinė hipotezė, jog ARCH procesai tinkamai pritaikyti. Jeigu šio testo p reikšmė viršija reikšmingumo lygmenį, nulinė hipotezė priimama ir analizuojamo modelio testo rezultatai tenkina.
- **Sign Bias testas** – vertinama sverto (teigiamų ir neigiamų šokų asimetrijos) efektas standartizuotoms liekanoms. Tikrinama nulinė hipotezė, jog sverto efektas nėra reikšmingas. Jeigu šio testo p reikšmė yra didesnė nei  $\alpha$  reikšmingumo lygmuo, nulinė hipotezė priimama ir daroma išvada, kad testo rezultatai tenkina.
- **Koreguotas Pirsono suderinamumo** (angl. *adjusted Pearson Goodness-of-Fit*) **testas** leidžia daryti išvadą, ar sudarant modelį parinktas skirstinys tinkamai apibūdina empirinį duomenų pasiskirstymą. Jeigu testo p reikšmė viršija  $\alpha$  reikšmingumo lygmenį, tuomet galima teigti, jog parinktas tinkamas skirstinys. Šio tyrimo metu pritaikyti normalusis bei Stjudento skirstiniai.

Apibendrinant, GARCH modelis taikomas finansinėms laiko eilutėms, pasižyminčiomis stilizuotais faktais, ypač kintamumo klasterizacija. Taip pat įvertinus, ar laiko eilutėms būdingi ARCH efektai, parenkamas GARCH modelis, apibūdinantis sąlyginį vidurkį ir sąlyginę dispersiją. Pritaikius modelius pasirenkamas tinkamiausias modelis, kuriam atliekamas tinkamumo vertinimas remiantis minėtomis statistikomis ir galiausiai atliekamas prognozavimas.

### 2.3. VAR modelių taikymas laiko eilučių analizėje

Įvertinus akcijų rinkų laiko eilučių istorinę dinamiką pritaikant vienmatį modelį ir nustatčius, jog praeities reikšmės turi įtakos dabartinei akcijų gražų vertei, pravartu papildomai įvertinti makroekonominis rodiklius juos įtraukiant į daugiamatį modelį.

Pradiniam tarpusavio sąsajos vertinimui taikytinas kryžminės koreliacijos (angl. *cross-correlation*) metodas, kuriuo nustatomas dviejų laiko eilučių tarpusavio sąsajos lygis skirtingu laiko momentu. Kryžminę koreliaciją vertinant pagal grafiką galima pastebėti bendrą tendenciją ir maksimalios ar minimalios koreliacijos taškus – kelių periodų skirtumu laiko eilučių dinamika yra panašiausia. Statistine prasme laiko eilučių  $y_t$  ir  $x_{t+k}$  kryžminė koreliacija esant laiko vėlavimui  $k$  apibrėžiama remiantis kintamųjų kryžminės kovariacijos (9) ir standartinių nuokrypių įverčiais [43]:

$$g_k^{xy} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(x_{t+k} - \bar{x}); \quad (9)$$

$$r_k^{xy} = \frac{g_k^{xy}}{\sqrt{SD_x SD_y}}; \quad (10)$$

čia  $g_k^{xy}$  –  $y_t$  ir  $x_{t+k}$  laiko eilučių kryžminė kovariacija, esant  $k$  vėlinimams,  $r_k^{xy}$  – kryžminės koreliacijos įvertis,  $\bar{y}$  ir  $\bar{x}$  – atitinkamai  $y_t$  ir  $x_t$  laiko eilučių vidurkiai,  $SD_x$  ir  $SD_y$  – atitinkamai  $x_t$  ir  $y_t$  laiko eilučių standartiniai nuokrypiai.

Remiantis pateikta lygtimi, nustatomas  $x_{t+k}$  ir  $y_t$  tiesinis ryšys, esant laiko skirtumui  $k$ . Koreliacijos koeficientas gali įgyti reikšmes intervale nuo  $-1$  iki  $1$ , kuomet įverčiui esant lygiam  $1$  laiko eilutės laikomos vienodomis, tuo metu aukštas neigiamas įvertis reiškia stiprų atvirkštinį ryšį tarp laiko eilučių. Visgi svarbu atkreipti dėmesį, kad galioja sąlyga, kad  $r_k^{xy} \neq r_{-k}^{xy}$ , bet  $r_k^{xy} = r_{-k}^{yx}$ , dėl to svarbu tinkamai priskirti kintamuosius – šiuo atveju  $y$  laikomas atsaku arba vėluojančiu (angl. *lagged*), o  $x$  – nuspėjančiu arba pirmaujančiu (angl. *lead*) rodikliu. Be to, kai  $k = 0$ , tuomet  $x_t$  ir  $y_t$  kryžminės koreliacijos įvertis yra lygus tiesinės koreliacijos koeficientui.

Laiko eilučių tarpusavio sąsajos vertinimui ir prognozei daugiamačiu atveju dažnu atveju taikomas vektorinės autoregresijos (angl. *vector autoregressive*, santr. VAR) modelis, kuriuo kintamieji išreiškiami kaip paties kintamojo ir kitų į sistemą įtraukiamų kintamųjų vėlavimų tiesinės funkcijos. Bendroju atveju VAR(p) procesas apibūrinamas (11) išraiška [39]:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + v_t, \quad v_t \sim WN(0, \Sigma_v), \quad p > 0; \quad (11)$$

čia  $Y_t$  –  $n$  dimensijos kintamųjų vektorius,  $c$  –  $n$  dimensijos konstantų vektorius,  $A_i$  – kvadratinė  $n \times n$  dimensijos parametru matrica, priklausanti nuo į modelį įtrauktų vėlavimų skaičiaus,  $v_t$  –  $n$  dimensijos baltojo triukšmo paklaidų vektorius,  $\Sigma_v$  – kvadratinė  $n \times n$  dimensijos paklaidų kovariacijų matrica,  $p$  – autoregresijos eilė.

Kaip ir vienmatės analizės atveju, taikant klasikinį VAR(p) modelį ir atliekant kryžminės koreliacijos vertinimą, laiko eilutės turi būti bent silpnai stacionarios. Šiuo atveju makroekonominiams rodikliams taip pat atliekami ADF, PP ir KPSS stacionarumo vertinimo testai ir, netenkinant stacionarumo prielaidos, atliekamas laiko eilutės diferencijavimas.

Siekiant sudaryti reprezentatyvų VAR modelį, itin svarbus vėlavimų skaičiaus  $p$  parinkimas. Parinkus per mažą vėlavimų skaičių dalis veiksnių įtakos neįvertinama – išauga liekamoji paklaida, dėl to modelis nebus korektiškas, tuo metu parinkus per didelį vėlavimų skaičių – dalis kintamųjų gali tapti nereikšmingais, be to, sumažėjus laisvės laipsnių skaičiui modelio įverčiai neefektyvūs. Vėlavimų eilę galima parinkti sudarant įvairius VAR modelius su skirtingu parametru  $p$ , vis dėlto šis būdas būtų itin imlus laikui. Praktikoje  $p$  eilės parinkimas atliekamas remiantis Akaikės, Bajeso arba Švarco ir *Hannan–Quin* (santr. HQ) informaciniais kriterijais, kurie apibūrinami (12) formulėmis [39]:

$$AIC(i) = \ln|\hat{\Sigma}_v(i)| + \frac{2}{T} in^2; \quad BIC(i) = \ln|\hat{\Sigma}_v(i)| + \frac{\ln T}{T} in^2; \quad HQ(i) = \ln|\hat{\Sigma}_v(i)| + \frac{2 \ln \ln T}{T} in^2; \quad (12)$$

čia  $\hat{\Sigma}_v$  – liekanų pagrindu įvertinta paklaidų vienalaikių kovariacijų matrica,  $n$  – laisvės laipsnių skaičius,  $T$  – imties dydis;

Šiuo atveju sudarytas modelis yra tikslesnis, kuomet informacinių kriterijų reikšmės yra mažiausios.

Sudarytiems VAR modeliams atliekami diagnostikos testai siekiant įvertinti sudaryto modelio adekvatumą – tam, kad modelis būtų efektyvus, modelio liekamosios paklaidos turi būti neautokoreliuotos, homoskedastiškos ir pasiskirsčiusios pagal normalųjį skirstinį. Daugiamačio modelio paklaidų autokoreliuotumas nustatomas taikant *Portmanteau* testą, kuomet  $H_0$ : visi autokoreliacijos matricų koeficientai lygūs nuliui [40]:

$$Q_h = T \sum_{j=1}^h tr(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}); \quad (13)$$

čia  $T$  – imties dydis,  $\hat{C}_i$  – modelio liekamųjų paklaidų autokovariacijų matrica.

Šiuo atveju taip pat siekiama tikimybės reikšmės  $p$  didesnės už  $\alpha=0,05$ , tuomet nulinė hipotezė būtų priimama ir daroma išvada, kad liekanos nėra autokoreliuotos. Atmetus šią hipotezę parametrų įverčiai būtų laikomi nesuderintais. Be to, remiantis šio testo įverčiais, parenkamas tikslesnis modelis tokiu atveju, kai AIC, BIC ir HQ įverčių reikšmės skiriasi. Paklaidų homoskedastiškumo diagnostika atliekama Lagranžo daugiklio (LM) testu. Vertinama tiesinės regresijos, sudarytos modelio paklaidoms, koeficientų lygybė nuliui. Testo tikimybės reikšmėms  $p$  viršijus reikšmingumo lygmenį 0,05 priimama nulinė hipotezė, jog paklaidos yra homoskedastiškos ir remiantis šiais testų rezultatais vertinama, ar paklaidos gali būti laikomos baltuoju triukšmu. Paklaidų pasiskirstymas vertinamas atliekant *Jarque-Bera* normalumo testą [44]:

$$JB = N \left[ \frac{(\sqrt{b_1})^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right]; \quad (14)$$

čia  $N$  – stebėjimų skaičius,  $\sqrt{b_1}$  – asimetrijos koeficientas,  $b_2$  – ekscesas.

Tokiu atveju, kuomet paklaidos nėra autokoreliuotos, tenkina homoskedastiškumo prielaidą ir yra pasiskirsčiusios pagal normalųjį skirstinį, tuomet toks procesas laikomas griežtu baltuoju triukšmu [39].

Kintamųjų prognozei pritaikius VAR modelį, šiuo modeliu remiamasi atliekant Grangerio priežastingumo analizę. Granger'io 1969 metais aprašytas priežastingumas siejamas su idėja, jog priežastis negali įvykti po pasekmės. Šis testas dažnai taikomas praktikoje priežastiniams ryšiams tarp analizuojamų kintamųjų įvertinti – jei kintamasis  $X$  yra kintamojo  $Y$  priežastis, tokiu atveju žinant  $X$  kintamojo pokyčius galima tiksliau prognozuoti  $Y$  reikšmes, taigi  $X$  priežastingai veikia  $Y$ . Jei  $Y$  taip pat veikia  $X$ , tuomet stebimas dvipusis arba grįžtamasis ryšys. Grangerio priežastingumo analizės metu galima identifikuoti pirmaujančius kintamuosius, kurie turi daugiausia įtakos laiko eilučių pokyčiams ir yra aktualūs kitų kintamųjų prognozavimui. Tokiu atveju tikimasi tikslesnių prognozės rezultatų nei remiantis tik tiriamosios laiko eilutės praeities reikšmėmis. Ieškant priežastingumo ryšių tarp dviejų laiko eilučių  $y_t$  ir  $x_t$ , sudarius VAR modelį taikomas F testas [39]:



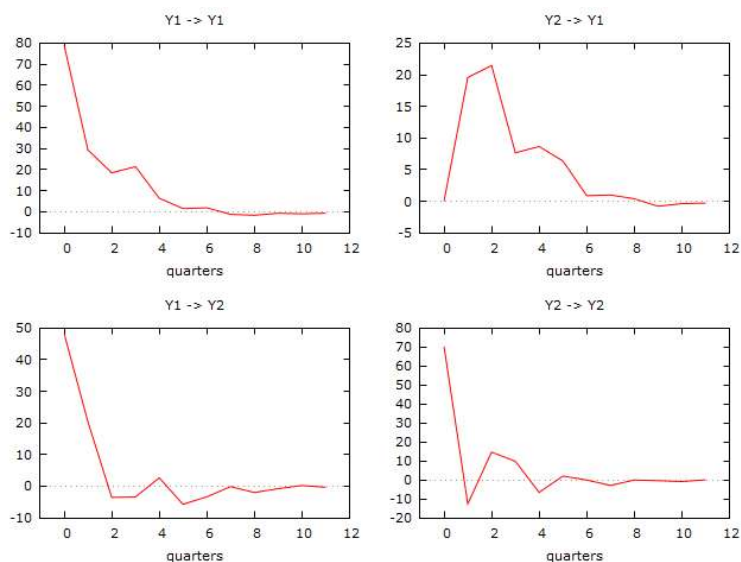
$$F = \frac{(RSS_R - RSS_U)/p}{RSS_U/(T - 2p - 1)}; \quad (15)$$

čia  $RSS_R$  – apriboto modelio liekanų kvadratų suma,  $RSS_U$  – neapriboto modelio liekanų kvadratų suma,  $T$  – imties dydis,  $p$  – vėlavimų eilė.

Tikrinama nulinė hipotezė, jog visi modelio koeficientai statistiškai nereikšmingi ir vertinama apskaičiuoto F testo reikšmė arba testo tikimybė. Atmetus nulinę hipotezę su pasirinktu reikšmingumo lygmeniu daroma išvada, kad  $x_t$  yra  $y_t$  Granger priežastimi.

Vis dėlto reikia atkreipti dėmesį, jog priežastingumo ryšių nustatymas nereiškia, kad kintamieji koreliuoja. Taip pat svarbu paminėti, jog į VAR(p) modelį įtraukti kintamieji ir parinkta vėlavimo eilė taip pat turi įtakos gautiems Grangerio priežastingumo rezultatams, dėl to šio tyrimo taikymui būtinas korektiškas modelis ir adekvatus rezultatų vertinimas.

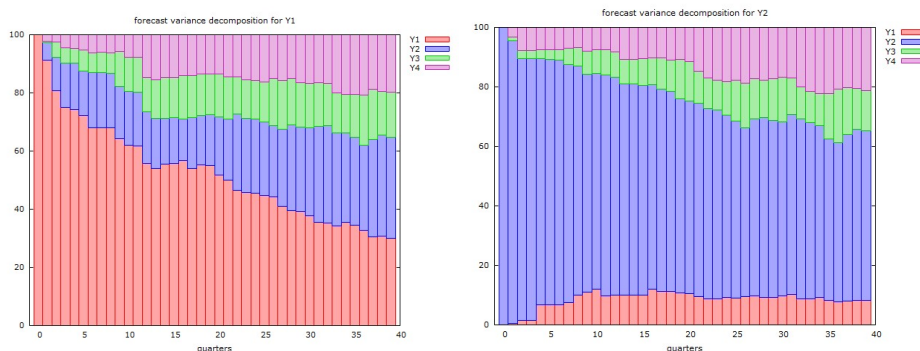
Remiantis VAR modeliu taip pat gali būti analizuojama atsako į impulsus funkcija (angl. *impulse response function*, santr. IRF), kuomet įvertinamas kintamojo atsakas į šoką (impulsą) kito kintamojo dinamikoje. Modeliuojant šokus, gaunama vektorinė atsako į impulsus funkcija, kuri parodo, kaip pasikeičia kintamųjų dinamika įvykus vieno iš sistemos kintamųjų šokui, lyginant su įprastine tendencija [39]. Be to, kadangi VAR modelio šoko vektorius yra kaip vieno žingsnio VAR proceso paklaida, šokai gali būti laikomi prognozės paklaidomis. Dėl šios priežasties reakcija į impulsą taip pat vadinama prognozės klaidos impulso atsaku [40]. Dažnu atveju kintamojo vektoriaus k-tojo kintamojo atsakas į vienetinį (vieno vieneto arba standartinio nuokrypio) j-tojo kintamojo šoką pateikiamas grafiškai, kadangi tokiu būdu patogiau įvertinti ir palyginti impulso poveikį kitam VAR modelio kintamajam laiko intervale t.



**4 pav.** Atsako į impulsus funkcijų grafikų pavyzdžiai

Remiantis 4 paveikslu pastebima, kad išsiskiria Y2 kintamojo šoko poveikis Y1 kintamajam (dešinėje viršuje) iškart po impulso, tačiau po 6 periodų poveikis sumažėja iki nulinio. Kitaip tariant esant hipotetiniam Y2 kintamojo šokui, Y1 kintamasis pirmąjį laikotarpį ženkliai išauga, tačiau vėliau šoko poveikis silpsta. Kitais atvejais šokai taip pat turi įtakos atsakui, tačiau yra mažiau reikšmingi – stebimas greitesnis sugrįžimas prie nulinės reikšmės. Svarbu atkreipti dėmesį, jog atsakas į impulsą bus nulinis, jei vieno kintamojo su kitais nesieja Grangerio priežastinis ryšys.

VAR modelis taip pat taikomas siekiant identifikuoti, kurio kintamojo šokai turi daugiausia įtakos VAR sistemos kintamųjų dinamikai – prognozės paklaidų variacijos dekompozicija (angl. *forecast error variance decomposition*, santr. FEVD). Kitaip tariant šiuo tyrimu nustatoma, kokią tiriamo kintamojo dispersijos dalį paaikšina kitus kintamuosius veikiantys impulsai. Analizuojamo stacionaraus proceso atskiro kintamojo vektorinės autoregresijos prognozės paklaida pasižymi savybe, jog artėjama prie to kintamojo dispersijos. Dėl to šokų poveikio reikšmingumas gali būti vertinamas remiantis paklaidų dispersijos dekompozicija [39]. Siekiant reprezentatyvių rezultatų, modelio paklaidos turi nekoreliuoti – to pasiekama atliekant paklaidų matricos ortogonalizavimą remiantis Choleskio dekompozicija. Tokiu būdu VAR procesas transformuojamas į rekursinės struktūros lygtį, kur pirmas kintamasis nepriklauso nuo likusių kintamųjų, tuo metu antras kintamasis priklauso nuo pirmojo, tačiau nepriklauso nuo likusių ir t. t. Tuomet sudaroma prognozės paklaidų dispersijos dekompozicijos matrica, kurioje koeficientai yra intervale nuo 0 iki 1, priklausomai nuo šokų įtakos. Prognozės paklaidų dispersijos dekompozicija gali būti pateikiama lentelėje (matrica), tačiau pirminiam vertinimui rezultatus paranku vizualizuoti.



5 pav. Prognozės paklaidų variacijos dekompozicijos grafikų pavyzdžiai

Pavyzdžiui, pagal 5 paveikslą matoma, kad didžiausią dalį paklaidų dispersijos, tiek Y1, tiek Y2 kintamojo atveju, paaikšina paties kintamojo dispersija, tačiau kitų kintamųjų įtaka bėgant laikui stiprėja. FEVD atveju, jei Y2 neturi priežastinio Grangerio ryšio su Y1, pastarojo šokų įtaka Y2 prognozės paklaidoms gali būti nenulinė. Be to, svarbu paminėti, jog paklaidų dispersijos dekompozicija taip pat priklauso nuo tiriamos sistemos ir gali kisti įtraukus papildomų kintamųjų, vieną jų eliminavus ar pakeitus kintamųjų tvarką VAR modelyje.

Kaip minėta, tam, kad būtų taikomas VAR modelis, analizuojamos laiko eilutės turi būti bent silpnai stacionarios. Tuo metu Toda ir Yamamoto bei Dolado ir Lütkepohl [45, 46] išplėtojo priežastingumo vertinimo modelį (santr. TYDL), pristatant modifikuotą *Wald* statistiką. Šiuo atveju į VAR modelį traukiami nmodifikuoti, galimai nestacionarūs ir kointegruoti, duomenys. Stacionarumo testais nustatčius maksimalią integravimo eilę  $d_{max}$ , pagal AIC, BIC ir HQ informacinius kriterijus nustatyta VAR modelio eilė  $p$  padidinama – įtraukiama  $d_{max}$  amortizacinių vėlavimų.

Apibendrinant galima teigti, kad daugiamatis VAR modelis turi plačias praktines pritaikymo galimybes: modeliuojama kintamųjų dinamika ir tarpusavio ryšiai siekiant atlikti prognozavimą. Taip pat remiantis sudarytu modeliu, dažnu atveju atliekama struktūrinė analizė: kintamųjų priežastingumo vertinimas, imitacinis modeliavimas – atsako į impulsus analizė – ir prognozės paklaidų dispersijos dekompozicija.

## 2.4. Tyrimui naudota programinė įranga

Tyrimui atlikti naudota nemokama, atviro kodo programinė įranga „R Studio“, kuri neretai pasitelkiama didžiųjų duomenų analitikoje dėl plataus programoje realizuotų paketų pasirinkimo duomenų analizei ir vizualizavimui. Darbe naudotasi įvairiomis programos bibliotekomis, pagrindiniai naudoti programinės įrangos paketai:

- *xts* (angl. *extensible time series*) – *zoo* paketo plėtinys, taikomas laiko eilučių analizėje siekiant užtikrinti tolygią skirtingų duomenų analizę išsaugant pradinį duomenų formatą. Taip pat paketas naudojamas analizuojamiems duomenims agreguoti į mėnesinius, ketvirtinius ar metinius.
- *FinTS* – paketas, naudojamas finansinių laiko eilučių analizėje, siekiant apskaičiuoti autokoreliacijos įverčius, patikrinti ARCH efektus, atlikti vienietinės šaknies testus ir kita.
- *rugarch* – pakete realizuoti įvairaus tipo GARCH modeliai – jų taikymas, simuliacijos, rezultatų specifikacija ir grafinis vaizdavimas.
- *vars* – paketas naudojamas VAR modelio realizavimui – vėlavimų parinkimui, diagnostikai, prognozavimui, priešastingumo analizei, impulso atsako funkcijų tyrimui ir rezultatų vizualizavimui.
- *tidyverse* – paketas naudojamas duomenų vizualizavimui, skaidymui ar sujungimui, kas aktualu atliekant didžiųjų duomenų analizę, taip pat manipuliavimui duomenimis, pavyzdžiui, pakeičiant rinkinio tipą (angl. *tibble*) išlaikant reikšmingiausias duomenų savybes.

Apibendrinant, šiame skyriuje apžvelgti ekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių laiko eilučių analizei tyrimo dalyje taikomi modeliai, siekiant įvertinti laiko eilučių tendencijas. Taip pat apibrėžti papildomi struktūrinės analizės metodai, kuriuos taikant siekiama detaliau įvertinti analizuojamų laiko eilučių tarpusavio sąryšį.

### 3. Jungtinių Amerikos Valstijų akcijų rinkos sektorių ir jų sąsajų su makroekonominiais rodikliais tyrimo rezultatai

Šiame skyriuje pateikiami akcijų rinkos sektorių, makroekonominių rodiklių ir jų sąsajos tyrimo rezultatai. Tyrimas padalintas į 4 etapus. 3.1.–3.2. poskyriuose aprašomi ir įvertinami akcijų rinkos sektoriuose atspindintys duomenys, jų istorinės tendencijos. 3.3. dalyje atliekamas stacionarumo vertinimas ir vienmatis laiko eilučių tyrimas. 3.4. poskyryje atliekama daugiamatė akcijų rinkų analizė, taip pat vertinant makroekonominius rodiklius ir jų poveikį sektoriams. Analizei pasirinkta Jungtinių Amerikos Valstijų rinka dėl viešai prieinamų mėnesinių makroekonominių duomenų ir informacijos apie akcijų rinkas sektorių lygmeniu. Be to, JAV yra didžiausia pasaulio ekonomika, taigi šios išsivysčiusios šalies rinkos pokyčių analizė gali padėti suvokti pasikeitimus ir kitose šalyse.

#### 3.1. Jungtinių Amerikos Valstijų akcijų rinkos sektorių indeksai 1996–2021 m.

*Standard & Poor's 500* (santr. S&P 500) indeksas – nuo 1957 metų pagal rinkos kapitalizaciją skaičiuojamas svertinis JAV akcijų indeksas. Visame pasaulyje žinomas ir pripažintas indeksas apima ~500 pagrindinių JAV bendrovių, kurių akcijos kotiruojamos Niujorko vertybinių popierių bei NASDAQ akcijų biržose. Į S&P 500 įtrauktos bendrovės sudaro apie 80 proc. visos JAV akcijų rinkos kapitalizacijos [47]. Be to, šis indeksas laikomas atspindinčiu JAV akcijų rinkos būklę, dėl to neretai naudojamas kaip palyginamasis rodiklis vertinant situaciją kitose šalyse. Tam, kad būtų įtraukiama į indeksą, įmonė privalo atitikti šiuos kriterijus:

- turi būti JAV kompanija;
- rinkos kapitalizacija turi būti ne mažesnė nei 11,8 mlrd. dolerių;
- laisvų akcijų (angl. *Investable Weight Factor*) rodiklis, nusakantis rinkoje laisvai kotiruojamų akcijų dalį, turi siekti 0,1 (10 %);
- paskutinių keturių ketvirčių grynujų pajamų suma ir paskutinio ketvirčio grynosios pajamos turi būti teigiamos;
- metinės prekybos apimties doleriais ir rinkos kapitalizacijos santykis turi būti ne mažesnis nei 1;
- per paskutinius 6 mėnesius iki vertinimo datos, mėnesinė akcijų prekybos apimtis turi būti ne mažesnė nei 250 tūkst.

Pagal 2021 m. kovo 31 d. duomenis, į S&P 500 indeksą buvo įtrauktos 505 bendrovės, kurių rinkos kapitalizacija siekė 35 385 262 mln. JAV dolerių, vidutinis vienos įmonės dydis – 70 070 mln. dolerių [47]. Vis dėlto, šalies ekonomikos ir akcijų būklės vertinimas vien pagal šį indeksą nebūtų teisingas – nors apimamos įvairios verslo sritys, tačiau sektorių pasiskirstymas yra netolygus, veikiamas įmonių rinkos kapitalizacijos, kadangi kiekvienos bendrovės svoris indekse skaičiuojamas pagal tos įmonės rinkos kapitalizaciją. Tokiu atveju didžiausios įmonės, tokios kaip *Apple Inc.* (5,7 %), *Microsoft Corp.* (5,3 %), *Amazon.com Inc.* (3,9 %), *Facebook Inc.* (2,1 %) turi didžiausią įtaką indekso reikšmei – 10 didžiausių indekso įmonių sudaro net 26 % indekso rinkos vertės. Taip pat svarbu paminėti, jog tiek į indeksą įtrauktų įmonių sąrašas, tiek jų svoris jame yra kintantis.

Visos į S&P 500 indeksą įtrauktos bendrovės priskiriamos vienam iš 11 GICS klasifikacijos ekonominės veiklos sektorių, taip sudarant sektorinius indeksus. Įmonės, kurios priskirtos S&P 500

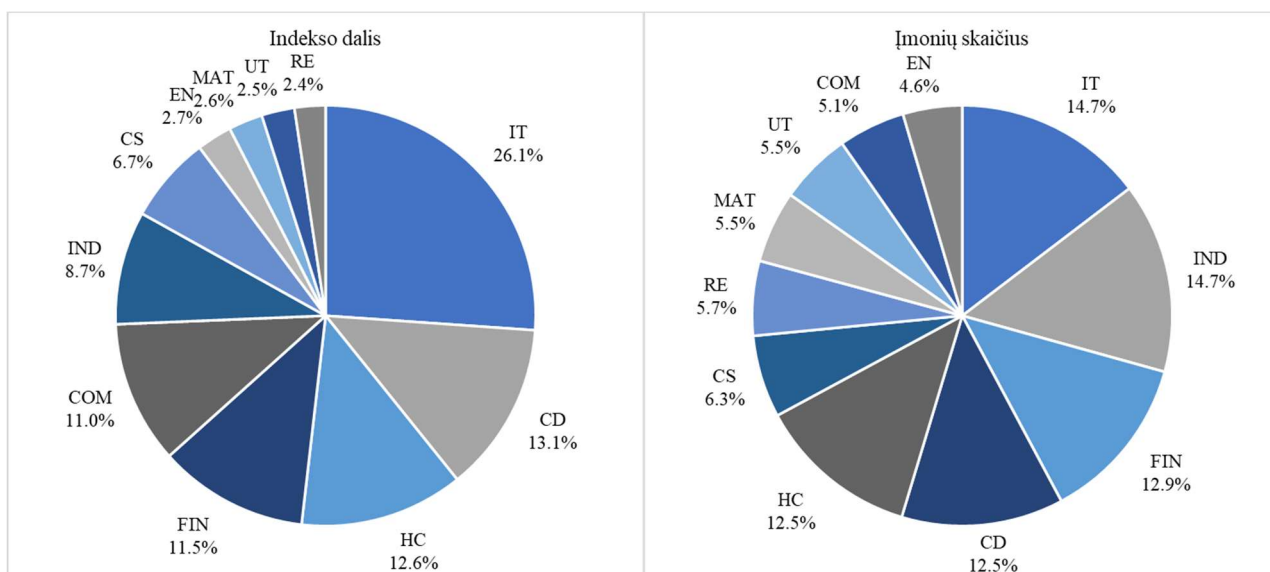
sektoriniam indeksui, atitinka minėtus reikalavimus, pagal kuriuos įtraukiama į pagrindinį S&P 500 indeksą. Išskiriami šie akcijų indekso sektoriai [26, 48]:

- **mažmeninės prekybos** (angl. *Consumer Discretionary*, santr. CD). Šį sektorių sudaro 63 įmonės. Nors pagal įmonių kiekį indekse šis sektorius užima tik 4–5 vietas, tačiau suminė rinkos kapitalizacija siekia 4 640 mlrd. dolerių. Didžiausios šio sektoriaus įmonės: *Tesla*, *Amazon*, *Nike*, *McDonald's* ir *Home Depot*. Šis sektorius yra labiausiai priklausomas nuo ekonominių ciklų svyravimų, kadangi jį sudarančios įmonės užsiima automobilių gamyba, namų reikmių ir laisvalaikio prekių pardavimu, drabužių gamyba. Šiam sektoriui taip pat priklauso viešbučių tinklai, restoranai, žiniasklaida ir mažmeninė prekyba.
- **komunikacijos** (angl. *Communication Services*, santr. COM). Sektorius sudarytas iš 26 įmonių ir pagal šį rodiklį jis yra vienas mažiausių, tačiau bendra rinkos kapitalizacija sudaro net 3 885 mlrd. dolerių. Didžiausios šio sektoriaus įmonės yra *Facebook*, *Google*, *Netflix* ir *Disney*. Šiame sektoriuje esančios įmonės užsiima įrankių, lengvinančių kasdienį bendravimą, kūrimu, telekomunikacija, kompiuterinių žaidimų, filmų ir serialų kūrimu ir platinimu.
- **kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų** (angl. *Consumer Staples*, santr. CS). Sektorių sudaro 32 įmonės, bendra rinkos kapitalizacija siekia 2 364 mlrd. dolerių. *PepsiCo*, *Costco*, *Procter and Gamble* yra didžiausios šio sektoriaus įmonės. Priešingai nei mažmeninės prekybos sektoriui, kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų sektoriui ekonominiai ciklai ir svyravimai turi labai mažą įtaką, kadangi šiame sektoriuje esančios įmonės užsiima maisto, gėrimų, tabako gaminių ir higienos prekių, vaistų prekyba – pastoviosios reikmės prekėmis. Sektoriui taip pat priklauso prekybos centrai, o visų šių prekių paklausa išlieka aukšta net per ekonominius nuosmukius.
- **energetikos** (angl. *Energy*, santr. EN). Šis sektorius sudarytas tik iš 23 įmonių ir pagal šį rodiklį jis yra mažiausias iš visų 11 sektorių. Rinkos kapitalizacija taip pat sąlyginai nėra didelė, siekia tik 957 mlrd. dolerių. Didžiausios energetikos sektoriaus įmonės yra *Exxon*, *Chevron*, *Eog* ir *Kinder Morgan*. Sektorių sudaro kompanijos, užsiimančios naftos, dujų, akmens anglies ir kitų energijai naudojamų iškasenų suradimu, išgavimu, gamyba, perdirbimu, sandėliavimu ir gabenimu. Šis sektorius taip pat apima įmones, kurios gamina ir parduoda tam reikalingą įrangą.
- **finansų** (angl. *Financials*, santr. FIN). Sektorių sudaro kone trigubai daugiau įmonių nei energetikos – 65 įmonės, bendra rinkos kapitalizacija yra 4 084 mlrd. dolerių. Pagal abu šiuos rodiklius šis sektorius patenka į daugiausiai įmonių ir didžiausią rinkos kapitalizaciją turinčių sektorių ketvertą. Didžiausios sektoriaus įmonės: *Berkshire Hathaway*, *JP Morgan Chase*, *Bank of America*. Finansų sektoriui priklauso įmonės, kurios užsiima bankininkyste, būsto paskolomis, turto valdymu, tarpininkavimu ir draudimu.
- **sveikatos priežiūros** (angl. *Health Care*, santr. HC). Šį sektorių sudaro 63 įmonės, bendra rinkos kapitalizacija siekia 4 463 mlrd. dolerių. Didžiausios įmonės sveikatos priežiūros sektoriuje yra *Johnson and Johnson*, *Unitedhealth Group*, *Abbott laboratories* ir *Pfizer*. Pagrindinė šiame sektoriuje esančių įmonių veikla susijusi su sveikatos priežiūra, tačiau taip pat priklauso įmonės, užsiimančios įrangos ir priedų, reikalingų sveikatos sektoriui, gamyba ir platinimu, ir įmonės, kurios tyrinėja ir kuria vaistus bei jų komponentus.
- **pramonės** (angl. *Industrials*, santr. IND). Sudarytas iš 74 įmonių, pagal šį rodiklį sektorius yra vienas didžiausių, tačiau rinkos kapitalizacija yra mažesnė nei minėtų finansų ar sveikatos apsaugos sektorių – 3 086 mlrd. dolerių. Didžiausios sektoriaus įmonės:

*Honeywell International, United Parcel Service (UPS), Union Pacific* ir *Boeing*. Tai yra vienas iš plačiausių sektorių, kuris apima gynybos, aviacijos, statybos, elektros inžinerijos prekių gamybą. Šiam sektoriui taip pat priklauso įmonės, dirbančios su žmogiškaisiais ištekliais, užsiimančios užimtumo, tyrimų ir konsultacijos paslaugomis.

- **informacinių technologijų** (angl. *Information Technology*, santr. IT). Šis sektorius taip pat sudaro 74 įmonės, o bendra rinkos kapitalizacija yra net 9 237 mlrd. dolerių. Didžiausios IT sektoriaus įmonės yra *Apple*, kuri taip pat yra S&P 500 indekso didžiausia įmonė, sudaranti 5,7 % kapitalizacijos, *Microsoft, Visa, Nvidia*. Informacinių technologijų sektoriuje esančios įmonės užsiima programinės įrangos kūrimu ir pardavimu, techninės įrangos gamyba ir pardavimu.
- **žaliavų** (angl. *Materials*, santr. MAT). Sektorius sudarytas iš 28 įmonių, rinkos kapitalizacija yra 930 mlrd. dolerių. *Linde, Sherwin-Williams, Ecolab, Air Products and Chemicals* yra didžiausios šiam sektoriui priskiriamos įmonės. MAT priklauso įmonės, kurios gamina chemines ir statybines medžiagas, produktus iš stiklo, popieriaus, metalų ir mineralų, taip pat įmonės, užsiimančios šių medžiagų išgavimu.
- **nekilnojamojo turto** (angl. *Real Estate*, santr. RE). Sektorius sudaro 29 įmonės, rinkos kapitalizacija siekia 842 mlrd. dolerių. Didžiausios sektoriaus įmonės: *American Tower, Prologis, Crown Castle International* ir *Equinix*. RE sektoriui priklauso įmonės, užsiimančios nekilnojamojo turto plėtra ir valdymu, taip pat įmonės, kurios teikia su nekilnojamoju turto susijusias paslaugas, ir nekilnojamojo turto investiciniai fondai.
- **komunalinių paslaugų** (angl. *Utilities*, santr. UT). Šis sektorius taip pat sudaro 28 įmonės, sektoriaus rinkos kapitalizacija siekia 898 mlrd. dolerių. Didžiausios įmonės, priskiriamos UT sektoriui: *Nextera Energy, Duke Energy, Southern Company* ir *Dominion Resources*. Komunalinių paslaugų sektoriuje esančios įmonės užsiima komunalinių paslaugų tiekimu, atsinaujinančių energijos šaltinių energijos išgavimu ir skirstymu.

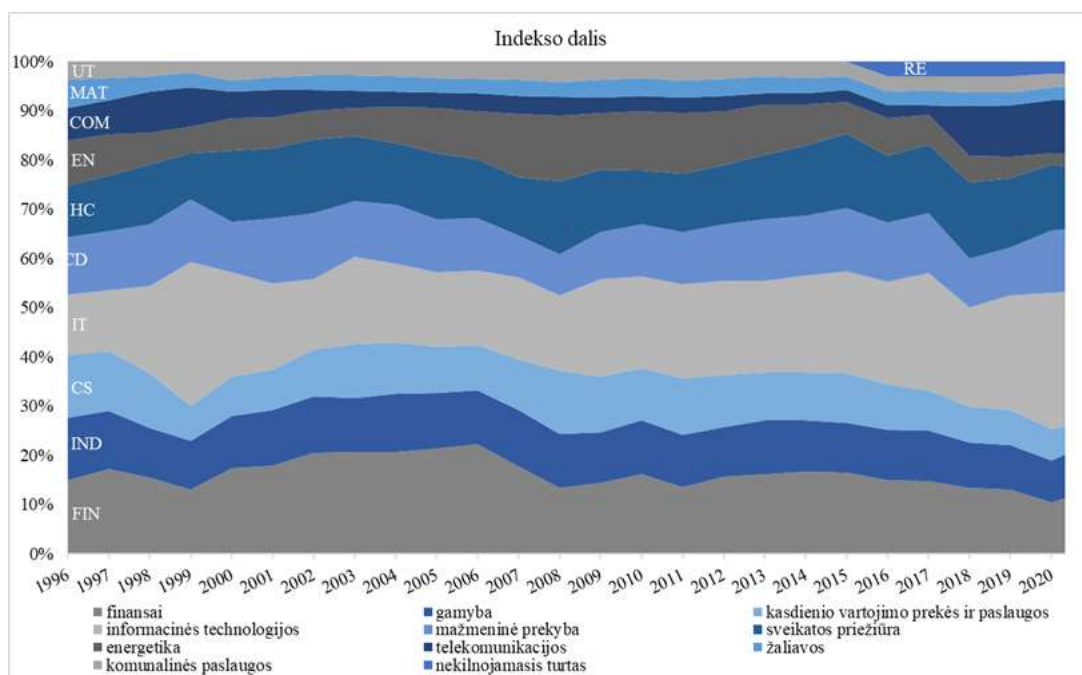
Nekilnojamojo turto sektoriaus indeksas pradėtas sekti vėliausiai, nuo 2016 metų rugsėjo 19 dienos, jį atskyrus nuo finansų sektoriaus. Tuo metu visi kiti sektoriniai S&P 500 indeksai pradėti stebėti nuo 1996 metų birželio 28 dienos [48].



6 pav. Sektorių indekso dalis pagal kapitalizaciją (kairėje) ir įmonių skaičių (dešinėje) [4]

6 paveiksle pateikiamas procentinis pasiskirstymas sektoriuose pagal indekso dalį (kairėje) ir įmonių skaičių (dešinėje), remiantis 2021 m. kovo mėn. duomenimis. Remiantis paveikslu nesunku pastebėti, jog didžiausias yra informacinių technologijų sektorius, sudarantis net ketvirtadalį (26,1 %) indekso rinkos kapitalizacijos, tuo pačiu ši sektorių sudaro daugiausiai įmonių – 74 iš 505, arba 14,7 %. Perpus mažesnę indekso dalį sudaro mažmeninės prekybos sektorius – 13,1 %, visgi šiam sektoriui priskirta mažiau įmonių – 63. Trečiasis pagal dydį sektorius yra sveikatos priežiūros, sudarantis 12,6 %, tačiau šiame sektoriuje taip pat veikia 12,5 % indekso įmonių. Finansų sektorius, kuriam priskirta beveik 13 % įmonių, sudaro dar mažesnę indekso dalį – 11,5 %. Tuo metu komunikacijos sektoriui, sudarančiam 11 % indekso rinkos kapitalizacijos, priskirtos tik 26 įmonės, arba 5 % visų S&P 500 indekso įmonių. Energetikos (2,7 %), žaliavų (2,6 %), komunalinių paslaugų (2,5 %) ir nekilnojamojo turto (2,4 %) sektoriai sudaro mažiausią indekso dalį. Kartu šiems sektoriams priskirta penktadalis įmonių – 108, tačiau bendra šių įmonių rinkos kapitalizacija siekia vos 10,2 %.

Vertinant sektorių dalies pokyčius 1996–2021 metais, pateiktus 7 paveiksle, stebimas reikšmingas informacinių technologijų sektoriaus dalies išaugimas XX amžiaus pabaigoje, iki 29 %, tačiau „sprogus“ *dot.com* burbului, per trejus metus sektoriaus dalis sumažėjo perpus. Nepaisant to, paskutinį dešimtmetį stebimas vis didėjantis IT sektoriaus svoris bendrame indekse – 2010 metais IT sektorius sudarė 18,7 %, tuo metu 2020 metais jo dalis išaugo beveik 9 proc. punktais – iki 27,6 %. Taip pat galima išskirti amžiaus pradžioje didėjantį finansų sektoriaus svorį, 2006 m. siekusį 22 %, tačiau po pasaulinės finansų krizės smukusį 9 proc. punktais. Šio sektoriaus mažėjimas taip pat matomas pastaraisiais metais – 2016 m. atskyrus nekilnojamojo turto sektorių, finansų dalis indekse krito 1,7 proc. punkto ir toliau mažėjo, 2021 metų kovo mėn. sudarydamas 11,3 % arba 30 % mažesnę dalį nei dešimtmečio pradžioje. 7 paveiksle matomas reikšmingas komunikacijos sektoriaus svorio augimas 2018 m., kuomet ankstesnis telekomunikacijų sektorius buvo patikslintas ir į jį priskirtos įmonės, anksčiau įtrauktos į informacinių technologijų ir mažmeninės prekybos sektorius – *Facebook Inc.*, *Alphabet Inc.*, *Walt Disney Co.* ir *Netflix*. Dėl šio perskirstymo COM sektorius 2018 m. išaugo 8 proc. punktais ir augo iki pat 2020 metų.



7 pav. Sektorių dalies pokyčiai indekse 1996–2021 metais [4]

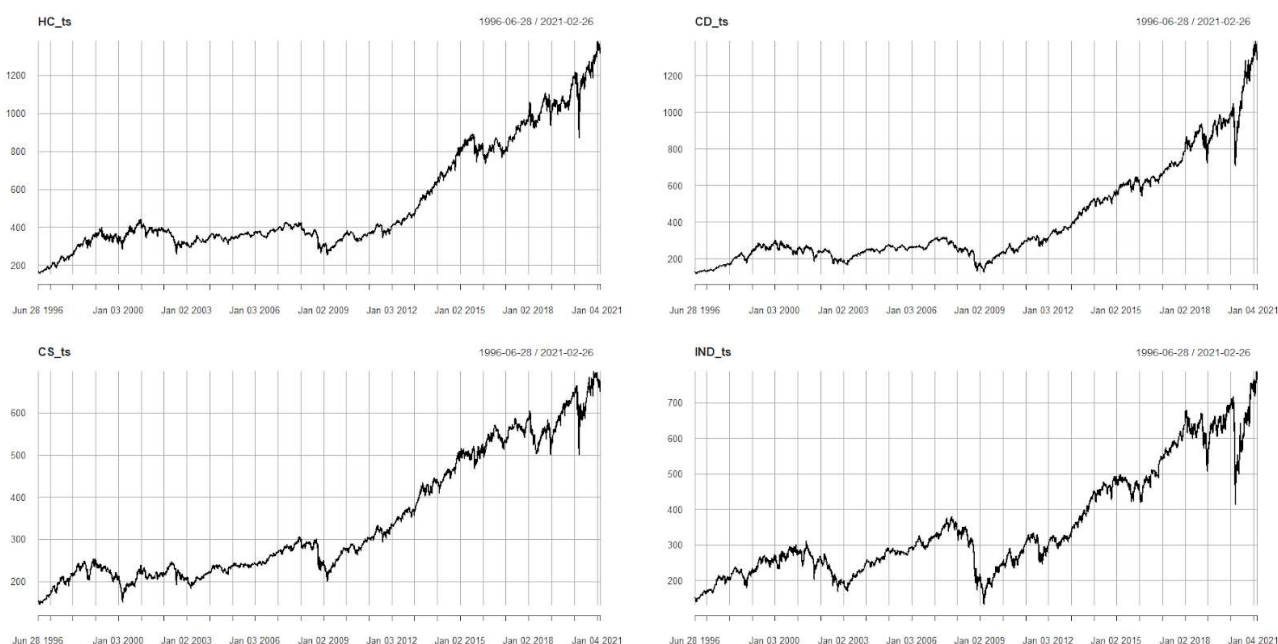


Tuo tarpu vienas reikšmingiausių neigiamų pokyčių indekso struktūroje – energetikos sektoriaus mažėjimas nuo 12 % praėjusio dešimtmečio pradžioje iki 2,6 % 2021 metų kovo mėn. Šiems pokyčiams įtakos turi vis didėjantis dėmesys atsinaujinantiems energijos šaltiniams dėl susirūpinimo klimato kaita bei žemos naftos ir gamtinių dujų kainos dėl išaugusios pasiūlos.

### 3.2. Sektorinių akcijų indeksų tendencijų 1996–2021 m. apžvalga

Tyrime analizuojami dešimties sektorių akcijų indeksai, tyrimo laikotarpis – nuo pirmosios oficialios verčių paskelbimo dienos 1996 metų birželio 28 d. iki 2021 metų vasario 26 d. Duomenų šaltinis – *Bloomberg Professional* duomenų bazė [4]. Svarbu atkreipti dėmesį, kad dėl istorinės informacijos trūkumo šiame tyrime nėra detaliau analizuojamas nekilnojamojo turto sektorius – kaip minėta, oficialios šio sektoriaus indekso vertės skelbiamos nuo 2016 metų rugsėjo mėnesio. Laiko eilučių imtis kiekvienam sektoriui apima po 6 208 dieninius stebėjimus.

8 paveiksle pateikiami sveikatos priežiūros (HC) ir mažmeninės prekybos (CD), kasdienio vartojimo (CS) ir gamybos (IND) sektorių akcijų indekso pokyčiai analizuojamu laikotarpiu. Matome, jog šių indeksų tendencija tarpusavyje yra panaši ir gali būti išskirta į tris periodus: 1996–1999 metais stebėtas spartesnis augimas, kuris 2000–2008 m. periodu stabilizavosi ir svyravimai buvo nedideli (HC iki 450 punktų, CD, CS ir IND iki 380 punktų), išskiriant kelis trumpalaikius nuosmukius. 2008 m. pab. – 2009 m. pr. dėl pasaulinės finansų krizės visų indeksų vertės smuktelėjo, tačiau jau nuo 2009 m. vidurio stebėtas spartėjantis visų indeksų augimas, kasmet siekiant vis naujas aukštumas. Augimas tęsėsi iki pat 2021 m. su trumpalaikiu nuosmukiu 2020 m. pradžioje, sąlygotu COVID–19 pandemijos.



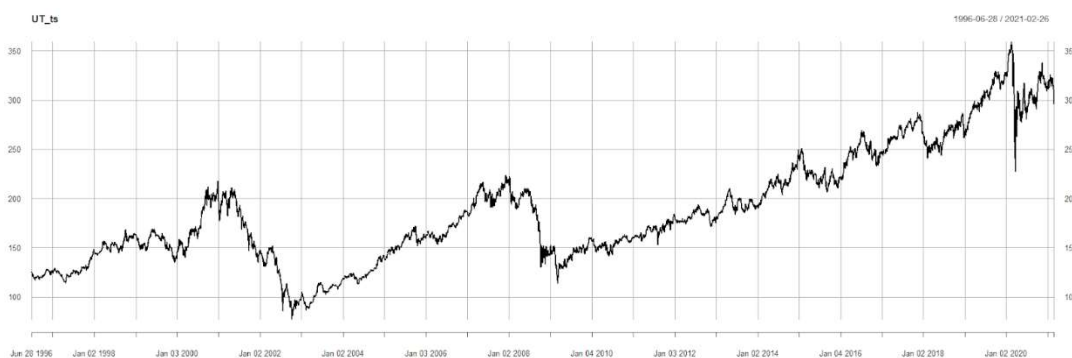
**8 pav.** Sveikatos priežiūros (HC), mažmeninės prekybos (CD), kasdienio vartojimo (CS), gamybos (IND) sektorių akcijų indeksų pokyčiai 1996–2021 metais [4]

Vis dėlto, pažvelgus detaliau pastebėti keli skirtumai. Nors pradinės, 1996 metų birželio 28 dienos, sektorių indeksų reikšmės panašios, sveikatos sektoriaus augimas iki 2000 m. pabaigos buvo spartesnis – gruodžio mėn. HC indeksas, lyginant su pradiniu, išaugo 2,7 karto – nuo 165,77 iki 444,98, tuo metu CS augimas siekė vos 1,5 karto (nuo 153,98 iki 237,62). Nuo 2001 metų indeksų augimas stabilizavosi, tačiau 2002 metų viduryje matomas nuosmukis, kurio metu HC indekso



reikšmė pradėjo kristi ir liepos mėn. siekė vos 256,94 ir buvo 33 % mažesnė lyginant su metų pradžia. Nors kritimas buvo trumpalaikis, prieš nuosmukį buvusios vertės pasiektos vos 2007 m. pradžioje. Tuo metu CD ir IND sektoriai, kurių kritimas 2002 liepos mėnesį (lyginant su metų pradžia) taip pat siekė apie 30 %, atsistatė kiek greičiau, dar 2004 metais, ir stabiliai augo iki pat pasaulinės krizės. CS sektoriaus nuosmukis minėtu periodu siekė vos 10 %, tačiau šis sektorius išsiskiria ženkliu indekso kritimu 2000 m. pradžioje, kuomet per du mėnesius vertė krito beveik 30 %. Visgi reikšmingiausias visų indeksų nuosmukis stebėtas 2009 m. kovo mėn. kuomet lyginant su 2008 m. rugpjūčio mėn. HC ir CS indeksai nukrito apie 34 %, CD indekso reikšmė nukrito 49 % ir pasiekė žemesnę vertę nei stebėjimo pradžioje (125,72), o IND indekso vertė sumažėjo beveik 60 % ir taip pat buvo mažesnė nei indekso registravimo pradžioje, siekė vos 132,83. Nepaisant to, po pasaulinės krizės indeksų reikšmės didėjo spartėjančiu tempu, tačiau augimas skirtinguose sektorių buvo netolygus – CS augimas 2009 kovo mėn. – 2021 vasario mėn. laikotarpiu siekė 3,3 karto, IND ir HC – apie 5,5 karto, tuo metu CD indekso reikšmė išaugo daugiau nei 10 kartų ir analizuojamo periodo pabaigoje beveik siekė 1 400 punktų. Svarbu atkreipti dėmesį, jog nepaisant IND nuosmukio 2020 m. pradžioje, bendras sektoriaus augimas praėjusiais metais siekė 7 %.

Komunalinių paslaugų (UT) sektoriaus tendencija, kuri pateikiama 9 paveiksle, tiriamuoju laikotarpiu šiek tiek skiriasi nuo anksčiau aptartų sektorių. UT atveju stebimi trys ciklai: nuo 1996 m. iki 2001 m. vidurio indeksas išaugo 1,6 karto, tačiau iškart po to stebėtas ženklaus kritimas – 2002 m. spalio mėn. reikšmės siekė vos 83 punktus, o 2002 m. rugpjūčio – 2003 m. lapkričio mėnesiais indekso reikšmės neviršijo 115 punktų – buvo mažiausios visu analizuojamu periodu.



**9 pav.** Komunalinių paslaugų (UT) sektoriaus akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4]

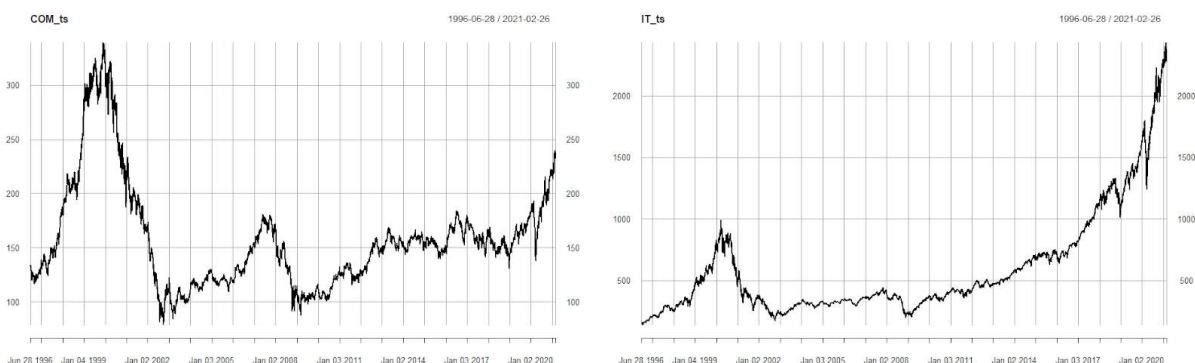
Po minėtos krizės indekso reikšmės vėl tolygiai augo iki pat pasaulinio ekonominio nuosmukio, kurio metu stebėtas ~40 % smukimas. 2009–2020 m. sekė trečiasis indekso augimo periodas, visgi 2021 metų pradžioje UT svyravo apie 315 punktų, o bendras indekso augimas 1996–2021 metais siekė tik 2,5 karto.

Žaliavų (MAT) sektoriaus indeksas (10 pav.) išsiskiria lėtu augimu per pirmąjį stebėjimo dešimtmetį – 1996 m. birželio 28 d. indekso reikšmė lygi 124,26 punkto, tačiau 200 riba viršyta tik 2006 metų kovą. Prieš krizę indekso vertės pakilo iki 285 punktų, visgi nuosmukio metu stebėtas beveik 60 % kritimas. MAT augimas pokriziniu laikotarpiu buvo cikliškas, kuomet indeksui pasiekus aukščiausias reikšmes sekė trumpalaikis nuosmukio periodas. 2009–2021 m. bendras MAT augimas siekė 324 %, lyginant su 160 % UT sektoriaus augimu. Nors 400 punktų riba pasiekta tik 2000 m. pabaigoje, vos per pusmetį (nuo 2020 m. rugsėjo mėn. iki 2021 m. vasario mėn.) MAT indekso reikšmės išaugo 13 % ir 2021 metais artėjo prie 500 ribos.



**10 pav.** Žaliavų (MAT) sektoriaus akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4]

Tuo metu likusių sektorių laiko eilučių tendencijos reikšmingai skiriasi tiek nuo anksčiau aptartų, tiek tarpusavyje. Nors atskirai vertinant komunikacijos (COM) ir informacinių technologijų (IT) sektoriaus augimą tendencija atrodo panaši (11 pav.), vis dėlto svarbu atkreipti dėmesį į indekso punktų vertes – COM indekso vertė per 3,5 metų nuo indekso skaičiavimo pradžios išaugo 150 % nuo 134 iki 335 punktų. Tuo metu IT sektoriaus vertė per tą patį periodą pakilo nuo 159 iki 981 punkto 2000 m. kovo mėn., tai yra 513 % augimas. Toks spartus šių indeksų augimas susijęs su tūkstantmečio sandūroje stebėtu *dot.com* burbulu, po kurio sekė *dot.com* krizė – COM ir IT indeksų reikšmės per metus krito 43 % ir 63 % atitinkamai. Po šio nuosmukio indeksai vėl tolygiai augo iki pasaulinės ekonominės krizės, tačiau 1999–2000 m. indekso lygis nebuvo pasiektas.

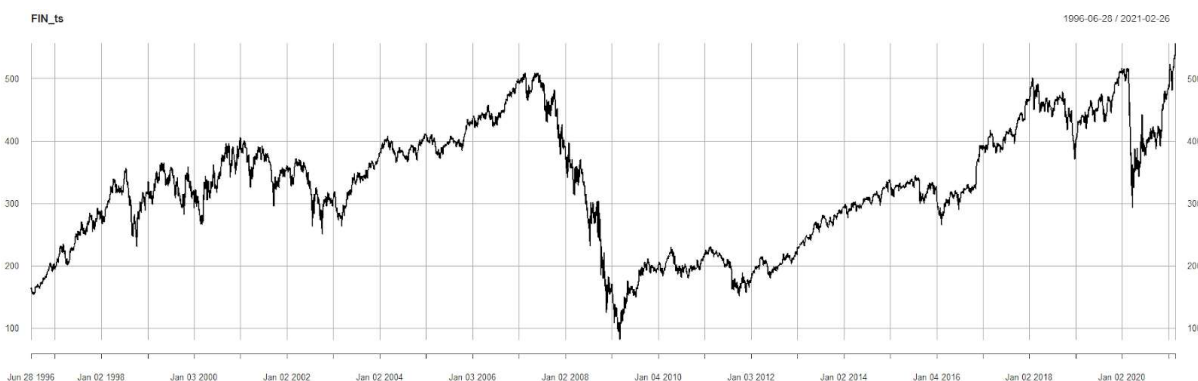


**11 pav.** Komunikacijos (COM) ir informacinių technologijų (IT) sektorių akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4]

2008–2009 krizės metu indeksai taip pat patyrė gana reikšmingus nuosmukius – IT sektorius krito 47 % (apie 175 punktus), COM – 34 % (apie 45 punktus), tačiau vertinant absoliutinėmis reikšmėmis *dot.com* krizė kur kas stipriau paveikė šiuos sektorius, kadangi pirmosios krizės metu IT indeksas per metus krito 621 punktu, COM – 150 punktų. Šių sektorių tendencijos reikšmingiausiai išsiskiria pokriziniu laikotarpiu – komunikacijos sektorius 2009–2021 metais išaugo 2,6 karto, didžiausią teigiamą pokytį stebint nuo 2020 m. pradžios, kuomet dėl COVID–19 pandemijos stipriai išaugo tokio tipo paslaugų poreikis ir svarba. Panašiai kaip žaliavų sektorius, COM per paskutinį pusmetį išaugo 10 %, indekso vertė siekė visų laikų aukštumas ir artėjo prie 250 punktų. Tuo metu IT sektoriaus augimas pokriziniu laikotarpiu viršijo net mažmeninės prekybos sektoriaus – 2013 metų viduryje pasiekus 500 punktų ribą iki 1 000 ribos indeksas pakilo per 4 metus ir 2 mėn., tuo metu nuo 1 000 iki 1 500 punktų indekso vertė pakilo per daugiau nei 2 metus, o 2 000 ribą pasiekė vos per 9 mėnesius. Vertinant šią augimo tendenciją, tikėtina, kad 2 500 punktų žymė bus pasiekta per dar trumpesnę laikotarpį. Bendrai, nepaisant trumpalaikio nuosmukio 2020

m. pradžioje, per paskutinius 13 metų IT indeksas pakilo nuo 200 iki 2427, daugiau nei 12 kartų, ir buvo sparčiausiai išaugęs sektorius iš visų dešimties.

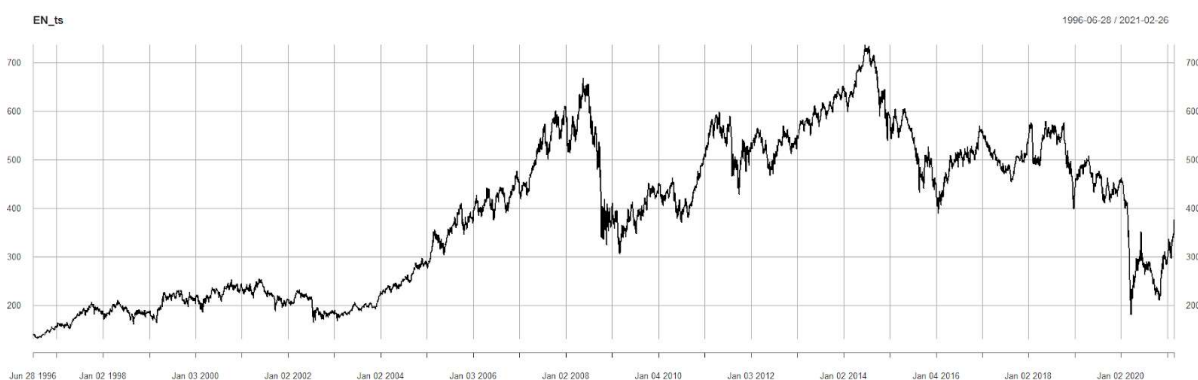
Vertinant finansų (FIN) sektoriaus tendencijas, pateikiamas 12 paveiksle, stebimas gana spartus, panašus į HC, augimas 1996–1999 m. periodu, siekęs 2,5 karto – nuo 163 iki 401 punkto. Visgi FIN iš kitų sektorių išsiskiria neigiama indekso vertės tendencija jau nuo 2007 m. vidurio ir itin ryškiu nuosmukių pasaulinės krizės metais, kuri sukėlė sprogęs nekilnojamojo turto (kuris tuo metu buvo sudedamoji FIN sektoriaus dalis) burbulas. 2007 m. gegužės mėn. indekso vertė viršijo 500 punktų ir siekė visų laikų aukštumas, tačiau per mažiau nei 2 metus indeksas krito 422 punktais arba 84 % procentais ir 2009 m. pradžioje siekė vos 81,74, perpus mažiau nei indekso stebėjimo pradžioje.



**12 pav.** Finansų (FIN) sektoriaus akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4]

Nors 2016 metų antroje pusėje atskyrus NT sektorių FIN indeksas nebuvo stipriai paveiktas, prieškrizinis lygis pasiektas tik 2017 m. pabaigoje, o didesnės nei 500 punktų reikšmės stebėtos tik 2019 m. pab. – 2020 m. pr. bei 2021 metais, kuomet vasario 24 d. pasiektas visų laikų maksimumas (556,51) ir daugiau nei 30 % augimas per paskutinį analizuojamo laikotarpio pusmetį.

Energijos (EN) sektoriaus svyravimų amplitudė 1997–2004 m. viduryje buvo pastovi, indekso reikšmės svyravo 150–250 punktų režiuose. Visgi šio sektoriaus išskirtinumas yra spartus augimas pirmojo dešimtmečio viduryje, kuomet nuo 2004 m. birželio mėn. per 4 metus indekso reikšmė išaugo 2,6 karto (nuo 245 iki 641 punkto) ir, lyginant su kitų sektorių indeksais, pasiekė didžiausią reikšmę. 2008 m. antroje pusėje indeksui pradėjus mažėti, per pusmetį reikšmė krito per 40 %.



**13 pav.** Energijos (EN) sektoriaus akcijų indekso pokyčiai 1996–2021 metais [4]

Nepaisant nuosmukio, EN, kaip ir dauguma indeksų, pokriziniu laikotarpiu stabiliai augo, 2014 m. viduryje pasiekdamas aukščiausią reikšmę tiriamu periodu – 737,09 punkto. Vis dėlto, pastaraisiais metais tiek EN sektoriaus indekso vertė, tiek sektoriaus sudedamoji dalis S&P 500 indekse mažėja,

pasauliui vis daugiau dėmesio skiriant klimato kaitos, tvarios aplinkos klausimams. Nėgana to, 2020 m. pradžioje dėl pandemijos sumažėjus ekonominiam aktyvumui, indeksas pradėjo smukti ir vos per 2,5 mėn. krito žemiau 200 punktų ribos (60%), p per 2020 metus nustatytas 37% kritimas – indekso vertės buvo mažesnės nei pasaulinės finansinės krizės metais, o indekso atsigavimas stebimas tik šių metų pradžioje.

Apibendrinant galima teigti, kad pokyčių tendencijos tarp sektorių tiriamu periodu skiriasi. Be to, sektorių indekso augimas 1996–2021 metais itin skirtingas – IT sektoriaus indeksas išaugo net 14 kartų ir 2021 m. viršijo 2 400 punktų, CD ir HC sektoriai išaugo 10 ir 8 kartus atitinkamai ir šių indeksų reikšmės 2021 metais siekė 1380 punktų. Tuo metu komunikacijos sektoriaus augimas siekė vos 1,7 karto, šio ir komunalinių paslaugų, žaliavų sektorių indeksų reikšmės visu analizuojamu laikotarpiu neviršijo 500 punktų, o energijos sektoriuje pokriziniu laikotarpiu stebėta mažėjimo tendencija. Dėl netolygių pokyčių pravartu kiekvieną sektorių įvertinti atskirai, pritaikant tinkamiausią vienmatės analizės modelį ir įvertinant kiekvienam indeksui didžiausią poveikį turinčius makroekonominis rodiklius.

### 3.3. Vienmatė akcijų rinkos sektorių laiko eilučių analizė

Šiame poskyryje atliekama akcijų rinkos sektorių analizė, siekiant įvertinti istorinės informacijos įtaką ateities reikšmėms. Pirmiausia, atliekamas sektorinių akcijų rinkų laiko eilučių stacionarumo vertinimas ir stilizuotų faktų atitikimas. Tuomet pritaikomi vienmačiai, literatūroje itin dažnai akcijų rinkų laiko eilučių modeliavimui pasirenkami, GARCH modeliai bei jų plėtiniai EGARCH, nustatant tinkamiausią modelį ir atliekant tinkamumo vertinimą.

Pirmiausia, siekiant nustatyti, ar laiko eilutės modeliavimas ir prognozavimas bus reprezentatyvus, atliekami stacionarumo testai. Remiantis 8–13 paveikslais akivaizdu, jog absoliutinių reikšmių laiko eilutės nėra stacionarios – kiekvienu atveju stebimas ryški augimo tendencija pokriziniu laikotarpiu ir pasikartojantis cikliškumas. Visų sektorių laiko eilutėms atliktų ADF, PP ir KPSS testų rezultatai, tikimybines p reikšmės, pateikiami 2 lentelėje.

**2 lentelė.** Pradinių laiko eilučių ADF, PP ir KPSS stacionarumo testų rezultatai

Santr.	Sektorius	ADF	PP	KPSS
CD	Mažmeninė prekyba	0,990	0,990	0,01
CS	Kasdienio vartojimo prekės ir paslaugos	0,678	0,628	0,01
HC	Sveikatos priežiūra	0,982	0,953	0,01
IND	Gamyba	0,629	0,573	0,01
MAT	Žaliavos	0,315	0,063	0,01
UT	Komunalinės paslaugos	0,419	0,364	0,01
IT	Informacinės technologijos	0,990	0,990	0,01
EN	Energetika	0,744	0,654	0,01
COM	Telekomunikacijos	0,851	0,859	0,01
FIN	Finansai	0,651	0,687	0,01

Pastebima, kad ADF ir PP testų atveju p reikšmės yra didesnės už pasikliovimo lygmenį  $\alpha=0,05$ . Pirmųjų dviejų testų atveju nulinė hipotezė, teigianti, jog laiko eilutės yra nestacionarios, priimama. Analogiškos išvados gaunamos KPSS testu – visoms gautoms p reikšmėms esant mažesnėms už  $\alpha$

nulinė hipotezė, kuri yra priešinga ankstesniems testams ir teigia, kad laiko eilutė yra stacionari, priimama. Taigi visais atvejais patvirtinama prielaida, jog duomenyse nustatyta vienetinė šaknis. Dėl šios priežasties pritaikomas logaritminis diferencijavimas – laiko eilučių reikšmės yra logaritmuojamos, tuomet skaičiuojamas pokytis iš einamosios dienos vertės atimant praėjusios dienos indekso vertę. Logaritminių gražų (toliau – gražų) stacionarumo tikrinimo testų rezultatai pateikiami 1 priede. Remiantis gautais statistiniais rezultatais matoma, jog tiek ADF, tiek PP ir KPSS testai su 5 % reikšmingumo lygmeniu patvirtina laiko eilučių stacionarumą atmesdami (ADF ir PP atveju) ar priimdami (KPSS atveju) nulines hipotezes. Tai, kad duomenys pasižymi stacionarumu, galima įsitikinti ir remiantis logaritminių akcijų indeksų gražų grafikais, kurie pateikti 2 priede – eliminuota 8–13 paveiksluose stebėta augimo tendencija, pokyčiai kinta apibrėžtame intervale. Be to, remiantis paveikslais, galima pastebėti finansinėms laiko eilutėms būdingus stilizuotus faktus, pavyzdžiui, kintamumo klasterizavimąsi: visų indeksų atveju stebimi didesnio kintamumo laikotarpiai nuosmukio periodais – 1999–2000, 2008 bei 2020 metais, po kurių seka ilgesnį laiką trunkantis pastovumas ir mažesnis kintamumas, artimas nulinėms reikšmėms. Nors daugumos sektorių atveju maksimalios absoliučios reikšmės kone tolygiai pasiskirsčiusios minėtų krizių periodais, išsiskiria IT sektorius, kurio ryškiausias nepastovumas stebėtas *dot.com* krizės metais, kas yra numanoma atsižvelgiant į šios krizės priežastis. Analogiškai, finansų sektoriaus absoliutinių gražų klasterizavimasis ryškiausias 2008 metų krizės periodu, tuo tarpu 2020 metais buvęs nepastovumo periodas labiausiai paveikė energetikos sektorių.

Proceso stacionarumas įvertintas pagal statistinius autokoreliacijos testus ir grafiškai. Remiantis *Ljung-Box* testo rezultatais,  $H_0$  hipotezė gražoms atmetama, kadangi bent vieną periodą, dažniausiai 1-ąjį, stebima nedidelė koreliacija. Vis dėlto, remiantis 3 priede pateiktomis gražų ir absoliutinių gražų korelogramomis matoma, jog akcijų gražų autokoreliacija reikšminga nuliniu periodu, tuo tarpu likusiais periodais ribinė reikšmė neviršijama arba viršijama tik neženkliai, taigi patvirtinama, kad laiko eilutėms būdingas bent silpnas stacionarumas. Be to, absoliučių reikšmių autokoreliacija yra reikšminga visoms laiko eilutėms, taigi analizuojami silpnai koreliuoti, tačiau priklausomi duomenys. Verta atkreipti dėmesį, kad pastaroji sąlyga taip pat priskiriama stilizuotiems faktams – patvirtinama, jog analizuojamos laiko eilutėms būdingos finansinių rinkų savybės. Visų sektorių atveju ARCH efektų detekcijai pritaikius LM testą nulinė hipotezė yra priimama, esant 5 % reikšmingumo lygmeniui. Remiantis testo rezultatais, ARCH efektai nustatyti visų sektorių laiko eilutėms, taigi daroma išvada, kad analizuojamiems duomenims prasminga taikyti ARCH tipo modelius.

Įvertinus duomenų padėties ir simetriškumo statistikas, kurios pateiktos 4 priede, patvirtinti papildomi stilizuoti faktai: laiko eilučių vidurkiai artimi nuliui, stebima asimetrija į kairę (neigiami asimetrijos koeficientai) ir leptokurtinis skirstinys (eksceso reikšmės reikšmingai didesnės už 0, intervale 9,1–18,1). Taip pat remiantis *Jarque-Bera* testu ir Q–Q grafikais galima daryti prielaidą, jog sektorių laiko eilutės nėra pasiskirsčiusios pagal normalųjį Gauso skirstinį.

Nustačius, kad duomenys tenkina apibrėžtas prielaidas ir yra tinkami ARMA–GARCH modeliavimui, kitas svarbus uždavinys yra modelio parametrų parinkimas: vėlavimų skaičiaus, skirstinio ir dispersijos lygties. Parametrų pritaikymui tyrimo metu išbandyti ARMA–GARCH bei ARMA–EGARCH modeliai, kuomet ARMA p ir q eilės parametrai išbandyti 0–1 intervale, tuo metu GARCH p ir q eilės parametrai – 1–2 intervale, taikant normalųjį ir Stjudento skirstinius. Geriausias modelis parinktas remiantis AIC ir BIC statistikomis – tinkamiausiu modeliu laikomas tas, kurio informacinių kriterijų reikšmės mažiausios. Pastebėta, jog dažnu atveju geriausi modeliai

pagal AIC ir BIC statistikas skirtingi. Dėl šios priežasties pritaikius tinkamiausią modelį taip pat atsižvelgta, ar tenkinami svertinio *Ljung-Box* (standartizuotoms paklaidoms), svertinio ARCH–LM, *sign bias* ir koreguoto Pirsono suderinamumo testų kriterijai.

3 lentelėje pateikiama suvestinė apie kiekvienam sektoriui pritaikytą geriausią modelį ir prielaidų tenkinimo rezultatus. AIC ir BIC rezultatams išsiskyrus, tinkamesnis modelis pasirinktas atsižvelgiant į diagnostikos kriterijus – dažnu atveju pagal AIC informacinį kriterijų parinktu modelių tinkamumo statistikų įverčiai būdavo geresni.

**3 lentelė.** ARMA-EGARCH modeliai sektorinėms laiko eilutėms ir modelių diagnostikos testų rezultatai

Sant.	Sektorius	Modelis	Ljung-Box	Svertinis ARCH-LM	Sign bias	Pirsono suderinamumo
CD	Mažmeninė prekyba	ARMA(0,0)+eGARCh(2,1) std	p>0,05	p>0,05	p>0,05	p<0,05
COM	Telekomunikacijos	ARMA(1,1)+eGARCh(1,1) std	p>0,05	p>0,05	p>0,05	p>0,05
CS	Kasdienio vartojimo prekės ir paslaugos	ARMA(1,1)+eGARCh(2,1) std	p>0,05	p>0,05	3/4 p>0,05; 1/4 p>0,01	p>0,05
EN	Energetika	ARMA(1,1)+eGARCh(2,1) std	p>0,05	p>0,05	p>0,05	p>0,05
FIN	Finansai	ARMA(0,0)+eGARCh(1,1) std	p>0,05	p>0,05	2/4 p>0,05; 2/4 p>0,001	p>0,05
HC	Sveikatos priežiūra	ARMA(1,1)+eGARCh(1,1) std	p>0,05	p>0,05	p>0,05	p<0,05
IND	Gamyba	ARMA(0,0)+eGARCh(2,1) std	p>0,05	p>0,05	p>0,05	p<0,05
IT	Informacinės technologijos	ARMA(0,1)+eGARCh(2,1) std	p>0,05	p>0,05	p>0,05	p<0,05
MAT	Žaliavos	ARMA(0,0)+eGARCh(2,1) std	p>0,05	p>0,05	p>0,05	p>0,05
UT	Komunalinės paslaugos	ARMA(0,0)+eGARCh(2,1) std	p>0,05	p>0,05	2/4 p>0,05	p<0,05

Vis dėlto, finansų, sveikatos priežiūros ir žaliavų sektorių atveju pagal informacinius kriterijus parinkti modeliai netenkino minėtų diagnostikos testų. Dėl to šiais atvejais išbandyti alternatyvūs modeliai, kurių AIC ir BIC reikšmės artimos minimalioms. Tuo metu komunalinių paslaugų sektoriaus atveju, įvertinus visų ARMA–EGARCH–std grupės modelių tinkamumą, dėl prastų diagnostikos testų įverčių pasirinktas mažiausiai kriterijų netenkinantis modelis.

Pastebėtina, kad visiems sektoriams pritaikyti eksponentiniai GARCh modeliai – didesnę šio modelio tinkamumą lyginant su įprastu GARCh modeliu galima numatyti žvelgiant į gražų grafiką – nuosmukio periodais teigiami ir neigiami šokai nėra simetriški, kas būdinga akcijų rinkų laiko eilutėms. Be to, vertinant stilizuotus faktus nustatyta, jog duomenų pasiskirstymas nėra artimas normaliajam skirstiniui. Ši prielaida pasitvirtina žvelgiant į kiekvienam sektoriui atrinktą tinkamiausią modelį – visais atvejais pritaikyti modeliai su Stjudento skirstiniu. Pagal AIC ir BIC įverčius lyginant GARCh bei EGARCH modelius su normaliuoju (santr. norm) ir Stjudento (santr. std) skirstiniais, visų sektorių atveju pastebėta tendencija, jog geriausiai duomenis apibūdina EGARCH–std modeliai, tuomet seka GARCh–std modelių kokybė, po kurios išsidėsto EGARCH–norm ir GARCh–norm modelių grupės. Daugumoje sektorių skirtumai tarp minėtų grupių modelių tikslumo yra tolygūs, vis dėlto COM ir UT sektorių atveju stebimas reikšmingas AIC ir BIC įverčių skirtumas tarp modelių, kuriems pritaikytas normalusis skirstinys, ir modelių su Stjudento

skirstiniu, pastarajam esant daug geresniam. Tuo metu mažmeninės prekybos ir gamybos sektorių gražoms pritaikytų GARCH–std bei EGARCH–norm modelių kokybė pagal AIC ir BIC kriterijus yra panaši.

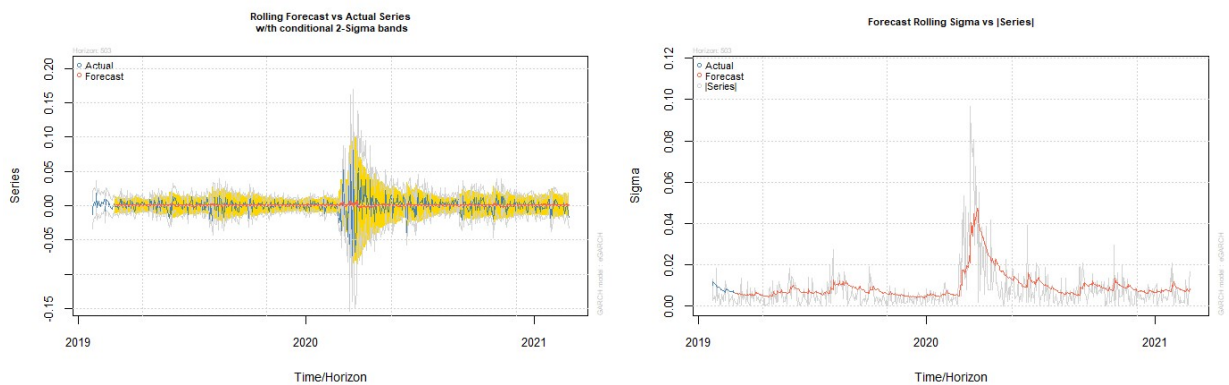
Taip pat 3 lentelėje pateikiamos modelio tinkamumo (diagnostikos) testų statistikos. *Ljung-Box* testo, pritaikyto standartizuotoms paklaidoms,  $p$  reikšmės visais atvejais viršija reikšmingumo lygmenį  $\alpha=0,05$ , taigi modelio liekamosiose paklaidose nebestebima autokoreliacija. Be to, remiantis svertinio ARCH–LM kriterijaus rezultatais, kur  $p$  reikšmės visų sektorių atveju taip pat viršija 0,05, teigiama, jog ARCH procesas tinkamai pritaikytas. *Sign bias* testo atveju daugumoje sektorių nustatyta, kad teigiamo ir neigiamo šokų įtaka liekanoms nebėra reikšminga su 5 % reikšmingumo lygmeniu, išimtiniais atvejais, su 1 % ar 0,1 % reikšmingumu. Išsiskiria komunalinių paslaugų sektorius, kuriame minėta prielaida tenkinama tik dalinai. Tuo metu vertinant koreguoto Pirsono suderinamumo testo rezultatus, 50 % atvejų kriterijus yra netenkinamas – teigtina, jog Stjudento skirstinys netinkamai apibūdina empirinį duomenų pasiskirstymą. Remiantis Q–Q grafikais, HC ir UT sektorių atvejais didesnis neatitikimas stebimas dešinėje pusėje. Tuo metu CD, IND bei IT atvejais duomenų pasiskirstymas gana ženkliai nukrypęs nuo Stjudento skirstinio abiejų pusių uodegose. Be to, remiantis aprašomąja statistika, CD eksceso reikšmė nebuvo aukščiausia, tačiau pastebėta, kad skirstinys pasižymi sunkiomis uodegomis, tuo metu likusių 4 sektorių atveju nustatyta kairioji asimetrija, nors tik IND pasižymėjo vienu labiausiai neigiamu asimetrijos koeficientu.

GARCH tipo modeliams būdingi 8 tipų parametrai: ARMA modelio  $\mu$ ,  $ar$ ,  $ma$  parametrai, taip pat GARCH modelio  $\omega$ ,  $\alpha$  ir  $\beta$ , eksponentinio modelio  $\gamma$  ir  $shape$  parametrai. Tiriamų sektorių  $\mu$  parametro reikšmės yra statistiškai reikšmingos ir teigiamos – tai reiškia, kad ilgainiui tikėtina bent minimaliai teigiama grąža. Taip pat modeliai, į kuriuos įtraukti autoregresijos ( $ar$ ), slenkančio vidurkio ( $ma$ ), pirmos eilės vėlinimo ARCH ( $\alpha_1$ ) ir GARCH ( $\beta_1$ ) ir duomenų simetrijos parametrai visais atvejais buvo statistiškai reikšmingi. Be to,  $\beta_1$  parametrui esant artimam 1, galima teigti, jog stebimas nepastovumo išliekamumas (angl. *volatility persistence*). Tuo metu po 3 atvejus iš 10 nereikšmingi šokų svorto parametrai  $\gamma_1$  ar  $\gamma_2$ , visgi kiekviename modelyje bent vienas  $\gamma$  parametras statistiškai reikšmingas. Dėl to galima teigti, kad grąžos yra priklausomos nuo praeities, susijusios su teigiamų bei neigiamų šokų asimetrija. Verta atkreipti dėmesį, jog finansų sektoriaus modelyje statistiškai reikšmingais nustatyti tik keturi parametrai: vidurkio ( $\mu$ ), pirmos eilės ARCH ir GARCH parametrai ( $\alpha_1$  ir  $\beta_1$ ) ir duomenų simetrijos, tuo metu kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų bei energetikos grąžų modeliuose reikšmingais laikoma net po 9 parametrus.

Galiausiai, atsižvelgiant į tai, kad dauguma atvejų tenkinami modelio diagnostikos testai, išbandytas slenkantis prognozavimas (angl. *rolling forecasting*). Pasirinkta testavimo imtis – nuo 2019 kovo mėn. iki 2021 m. vasario mėn. imtinai (503 stebėjimai, 8,1 % duomenų). 14 paveiksle kairėje pateikiamos pavyzdinio, kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų sektoriaus, faktinės (mėlyna) ir prognozuojamos (raudona) laiko eilutės reikšmės. Vidutinėms grąžų reikšmėms ilguoju periodu svyruojant apie nulį pastebėta, jog prognozuojamos reikšmės taip pat artimos nuliui, šiek tiek didesnius svyravimus stebint 2020 metų pradžioje.

Tuo metu remiantis nepastovumo prognoze (14 pav. dešinėje, kur mėlyna – faktinės nepastovumo reikšmės, raudona – nepastovumo prognozė), vertinamu periodu stebimas nedidelis, tačiau laiko eilutę tiksliau atitinkantis, kintamumas su išskirtimi 2020 metų pradžioje.





**14 pav.** CS sektoriaus akcijų gražų (kairėje) ir nepastovumo (dešinėje) prognozė

Analogiški nepastovumo prognozės rezultatai gauti ir kitų sektorių atveju, tačiau išsiskiria sektorių, kurių ARMA parametrai buvo lygūs 0, gražų prognozė – kaip ir tikėtasi, prognozuojamos reikšmės lygios vidurkiui. Galima teigti, kad nepastovumo modeliavimas sektorių gražų atžvilgiu yra tikslesnis nei pačių akcijų gražų prognozė, tačiau patvirtinama prielaida, jog sektorinės akcijų gražos gali būti modeliuojamos ir joms nebūdinga atsitiktinio klaidžiojimo prielaida.

Įvertinus minėtus rezultatus galima teigti, jog S&P 500 sektorių indeksams istorinė informacija turi įtakos dabarties reikšmėms. Svarbu paminėti, jog analizuojamu atveju tikslesnis būtų laiko eilutės nepastovumo, o ne gražos, prognozavimas. Nors sektorių indeksų pokyčių tendencijos tarpusavyje yra panašios, tačiau siekiant tikslesnio modeliavimo ir prognozavimo, sektoriams turėtų būti taikomi skirtingi modeliai. Vis dėlto, sektorių akcijų gražas įvertinus vienmačiu lygmeniu, taip pat svarbu įvertinti makroekonominių kintamųjų poveikį finansinėms laiko eilutėms ir jų tarpusavio sąsają.

### **3.4. Daugiamatė akcijų rinkos sektorių ir makroekonominių rodiklių laiko eilučių analizė**

Šiame poskyryje atliekamas daugiamatis akcijų rinkos sektorių ir makroekonominių rodiklių sąryšio vertinimas. Pirmiausia, pristatomos į analizę įtraukiamų makroekonominių indikatorių istorinės tendencijos, atliekamas stacionarumo vertinimas. Taip pat atliekama pirminė minėtų grupių tarpusavio ryšių apžvalga. Tuomet pritaikomas daugiamatis vektorinės autoregresijos modelis, kuriuo remiantis atliekama rezultatų struktūrinė analizė ir modelio korektiškumo vertinimas.

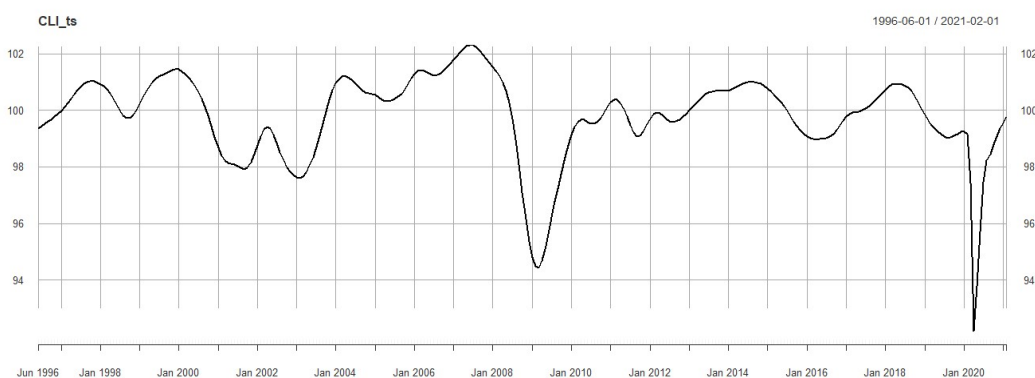
#### **3.4.1. Makroekonominių rodiklių tendencijų apžvalga**

Remiantis mokslinės literatūros analize pastebėta, jog išskiriama itin daug egzogeninių indikatorių, atspindinčių šalies ekonominę situaciją ir galinčių turėti sąryšį su finansinėmis laiko eilutėmis, pavyzdžiui, bendrasis vidaus produktas, vartojimo ir investicijų rodikliai, naftos kainų pokyčiai, taip pat abstraktesni kintamieji, tokie kaip vartotojų pasitikėjimo ar ekonominės politikos neapibrėžtumo indeksai (1 lent.). Vis dėlto, susiduriama su reto duomenų dažnio problema, kadangi šios grupės rodikliai neretai pateikiami kas ketvirtį ar metus – pavyzdžiui, pagrindinis šalies ekonominę situaciją atspindintis BVP rodiklis JAV ekonominės analizės biuro (angl. *U.S. Bureau of Economic Analysis*) oficialiai skelbiamas kas ketvirtį. Siekiant rezultatų reprezentatyvumo ir išlaikyti didesnę duomenų dažnį, tyrime analizuojami mėnesio dažnumu pateikiami ekonominiai rodikliai 1996 birželio mėn. – 2021 vasario mėn. periodu. Tuo metu remiantis logaritminių gražų adityvumo laike



savybe, finansinės laiko eilutės agreguotos mėnesio dažnumu, apskaičiuojant dieninių logaritminių akcijų gražų sumą ir įsitikinant, kad laiko eilutės išliko stacionarios ir neautokoreliuotos. Makroekonominių rodiklių duomenų šaltiniai: FRED [49, 50] ir OECD duomenų bazės [51]. Tyrimui pasirinkti penki JAV ekonominę būklę apibūdinantys rodikliai.

**Sudėtiniai pirmaujantys indikatoriai (santr. CLI).** Ekonominio bendradarbiavimo ir plėtros organizacijos (angl. *Organisation for Economic Co-operation and Development*) kas mėnesį skelbiamas CLI rodiklis (angl. *composite leading indicator*) sukurtas siekiant numatyti ekonominio ciklo lūžio taškus. Dėmesį skiriant pakilimo ir krizės taškams, kokybine prasme vertinamas ekonomikos judėjimas trumpuoju periodu lyginant su ilgalaikė tendencija. Kiekvienos šalies atveju CLI sudėtiniai rodikliai įtraukiami remiantis ekonomine svarba, cikliškumu, duomenų kokybe, savalaikiškumu ir prieinamumu, dėl to gali skirtis tarpusavyje [52].

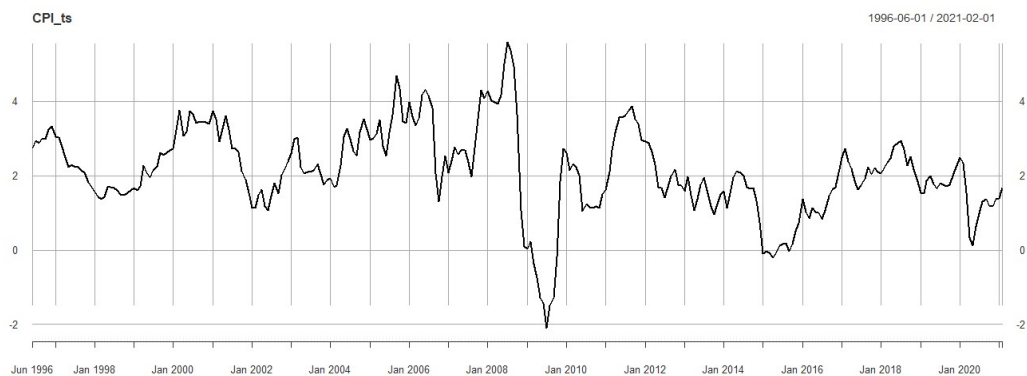


15 pav. Sudėtinių pirmaujančių indikatorių rodiklio (CLI) pokyčiai 1996–2021 metais [51]

Remiantis 15 paveikslu, kuriame vaizduojama JAV CLI rodiklio dinamika 1996–2021 metų periodu, išsiskiria pakilimai prieš *dot.com* ir pasaulinę finansų krizes, 2000 m. bei 2007 m., taip pat augimas iki 2018 m. vidurio. Tuo metu kiti OECD ekonomikos pikams priskirti periodai – 2012 m. ir 2015 m. balandžio mėn. – nėra tokie ženkliūs. Analogiška situacija su nuosmukiais – reikšmingiausiai CLI rodiklio reikšmė žemiau 100 (ilgalaikio vidurkio) krito po minėtų krizių bei 2020 m., tuo tarpu kiti OECD išskirti nuosmukio taškai stipriai neišsiskiria [52]. Įvertinus kintamojo stacionarumą statistiniais testais prielaida buvo tenkinama su 5 % reikšmingumu, tačiau atsižvelgiant į autokoreliacijos testo rezultatus, pagal kuriuos ši prielaida atmetama, laiko eilutei pritaikytas 1 vėlinimo diferenciacija. Stacionarios CLI laiko eilutės paveikslas pateikiamas 5 priede.

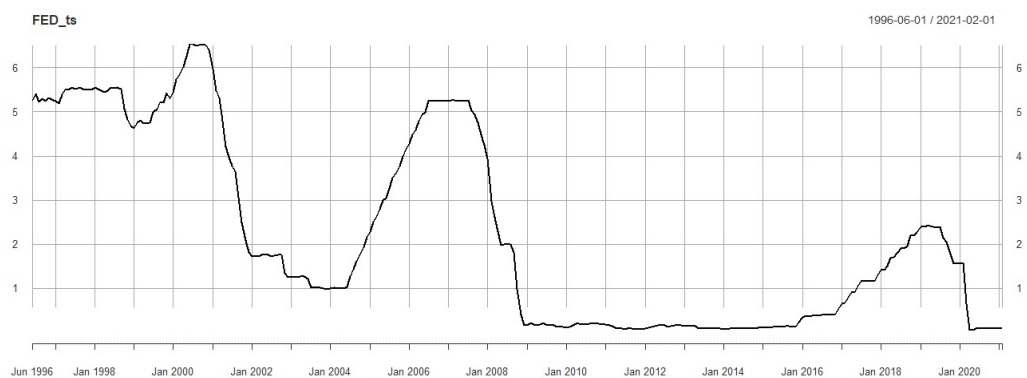
**Infliacija (santr. CPI)** – procentiniu dydžiu išreikšti vartotojų kainų pokyčiai, apskaičiuoti ataskaitinio mėnesio vartotojų kainų indeksą (angl. *consumer price index*) lyginant su praėjusiu metų atitinkamo mėnesio rodikliu.

16 paveiksle galima pastebėti ryškius cikliškumus, kurie siejasi su minėto CLI rodiklio lūžio taškais. Ekonomikos ciklui pereinant į pakilimą, tiek darbo užmokestis, tiek kainų lygis šalyje auga, taigi didėja infliacijos rodiklis, tuo metu pereinant į recesinį laikotarpį stebimas mažėjantis infliacijos lygis šalyje. Visgi lyginant tarpusavyje, CPI rodiklio reikšmės pasikeičia anksčiau nei CLI. Be to, infliacijos svyravimų amplitudė yra didesnė. Nors ši laiko eilutė vizualiai panaši į stacionarią, tačiau remiantis KPSS ir *Ljung-Box* testu ši prielaida atmesta. Siekiant užtikrinti stacionarumą, laiko eilutė diferencijuota (žr. 5 priedą).



16 pav. Infliacijos (CPI) pokyčiai 1996–2021 metais [51]

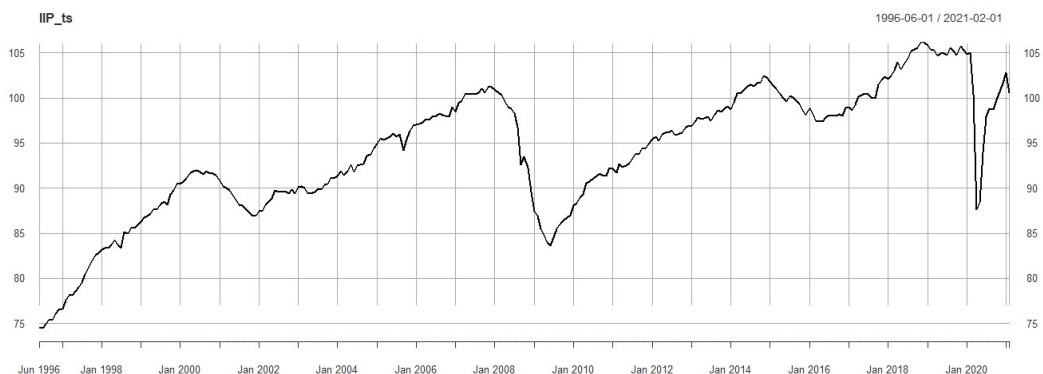
**Palūkanų norma (santr. FED).** Federalinių fondų palūkanų norma (angl. *effective federal funds rate*) – tai palūkanų norma, už kurią bankai vienai nakčiai gali skolinti federalinių rezervų bankuose laikomas lėšas kitiems bankams. FED laikoma bazine JAV palūkanų norma, turinčia įtakos valiutų kursams, infliacijai ir nedarbo lygiui šalyje. FED pokyčiai taip pat turi įtakos kitoms palūkanų normoms, dėl ko tiesiogiai (obligacijų palūkanų norma) ar netiesiogiai (investuotojų lūkesčiai) gali paveikti vertybinių popierių rinką ir jos dalyvius.



17 pav. Palūkanų normos (FED) pokyčiai 1996–2021 metais [49]

Remiantis palūkanų normos rodiklio tendencijomis, pateikiamomis 17 paveiksle, taip pat galima pastebėti tris pakilimus, siejamus su ekonomikos pakilimu. Visgi šiuo atveju po pasaulinės finansų krizės JAV federalinio rezervo sprendimu sumažinta palūkanų norma žema išliko iki pat 2015 m. pabaigos ir 1 % perkopė tik 2017 m. birželio mėn. Dėl staigaus ekonominio nuosmukio, 2020 m. balandžio mėn. federalinių fondų palūkanų norma sumažinta iki 0,05 % ir iki šiol nėra viršijusi 0,1 % ribos, siekiant paskatinti ekonomikos atsigavimą. Šio rodiklio cikliškumui eliminuoti ir laiko eilutės stacionarumui užtikrinti, FED laiko eilutei diferencijavimas taikytas 2 kartus (žr. 5 priedą).

**Pramonės produkcijos indeksas (santr. IIP).** IIP (angl. *Index of Industrial Production*) – tai santykinis rodiklis, parodantis pramonės produkcijos gamybos pokyčius per laikotarpį, lyginant su baziniais metais. Apimami gamybos, kasybos, elektros ir šilumos gamybos ir panašių sektorių produkcijos apimties pokyčiai. Šiame tyrime analizuojami 2021 m. balandžio mėn. OECD pateikiami indekso duomenys, kadangi vasario mėn. rodiklis paskelbtas su dviejų mėn. vėlavimu. Lyginamieji metai – 2015 m.



**18 pav.** Pramonės produkcijos indekso (IIP) pokyčiai 1996–2021 metais [51]

IIP rodiklio istorinė dinamika, kuri pateikiama 18 paveiksle, primena akcijų indeksų tendencijas – tiriamu laikotarpiu matoma augimo tendencija bei cikliškumas, stebint keturis pakilimo ir nuosmukio periodus. Remiantis ADF, PP, KPSS testų ir *Ljung-Box* autokoreliacijos testų rezultatais, nustatytas stiprus nestacionarumas. Tuo metu diferencijavus laiko eilutę stebima nedidelė autokoreliacija, tačiau ADF, PP, KPSS stacionarumo statistikų rezultatai tenkina, taigi laiko eilutė laikoma bent silpnai stacionaria (žr. 5 priedą).

**Nedarbo lygis (santr. UNE).** Nedarbo lygis (angl. *unemployment rate*) – tai procentinis dydis, atspindintis nedirbančių asmenų dalį šalyje. Kitaip tariant, tai bedarbių ir darbo jėgos santykis valstybėje. Šiuo atveju analizuojamas nedarbo lygis eliminavus sezoniškumą (angl. *seasonally adjusted*).



**19 pav.** Nedarbo lygio (UNE) pokyčiai 1996–2021 metais [50]

Remiantis 19 paveikslu, taip pat nustatytas cikliškumas tiriamu laikotarpiu, stebint atvirkštinę tendenciją nei kitų rodiklių atveju. Kuomet ekonomika yra pakilimo stadijoje, nedarbo lygis mažėja ir yra minimalus, tuo metu krizės metais nedarbo lygis gali išaugti net kelis kartus. Itin staigus nedarbo lygio JAV padidėjimas, viršijantis pasaulinės finansų krizės lygį, stebimas 2020 m. viduryje – labiausiai paveikti laisvalaikio ir svetingumo, turizmo sektoriai. Vis dėlto, pastaruoju metu situacija šalyje stabilizuojasi. Šiuo atveju tiek pagal stacionarumo, tiek pagal autokoreliacijos testus UNE laiko eilutė netenkina bent silpno stacionarumo prielaidos. Atlikus 1 vėlinimo diferencijavimą laiko eilutės statistinių stacionarumo testų p reikšmės tenkina kriterijus.

Apibendrinant galima teigti, kad pasirinktų makroekonominių rodiklių istorinės tendencijos tarpusavyje yra panašios. Vis dėlto, vertinant sąsają su sparčiai kintančiomis akcijų rinkų laiko

eilutėmis vieno mėnesio skirtumas taip pat gali būti reikšmingas, dėl to aktualu įvertinti kiekvieno rodiklio įtaką sektoriams.

### 3.4.2. Ekonominių rodiklių ir akcijų rinkos sektorių tarpusavio sąryšio analizė

Pirminiam makroekonominių rodiklių ir sektorinių akcijų gražų tarpusavio sąsajos vertinimui atliekama rodiklių kryžminės koreliacijos rezultatų, apskaičiuotų po 12 vėlinimų kiekvienai porai, apžvalga (ryšiai tarp makroekonominių rodiklių ir sektorių tarpusavio sąryšiai šio tyrimo atveju neanalizuojami). Remiantis gautais kryžminės koreliacijos įverčiais ir grafiniais paveikslais, tarpusavio ryšys metų periodu, esant skirtingiems pirmaujantiems kintamiesiems, nėra nuoseklus. Vis dėlto, dauguma atvejų stebima kryžminė koreliacija vertinant bent kelis vėlavimus.

4 lentelėje pateikiama informacija apie reikšmingus ryšius tarp finansų rinkos ir ekonominių rodiklių, kuomet pastarieji laikomi pirmaujančiais. Ženklas nurodo ryšio kryptį (teigiamas ar neigiamas poveikis), skaičius – reikšmingo sąryšio vėlavimo periodą. Jei per 12 mėn. nenustatyta reikšminga kryžminė koreliacija, nurodomas žvaigždutės simbolis (\*).

4 lentelė. Kryžminės koreliacijos rezultatai, kai makroekonominiai rodikliai – pirmaujantys kintamieji

	Pirmaujantis kintamasis					
	Santr.	CLI	CPI	FED	IIP	UNE
Vėluojantis kintamasis	CD	*	-(4)	+(4) -(6)	-(3) +(5)	*
	COM	*	*	*	+(5)	*
	CS	-(7)	*	*	*	*
	EN	+(5, 6)	*	+(0) -(1)	-(10)	+(0) -(5) +(7, 10)
	FIN	+(0)	-(5, 8)	+(4) -(5) +(12)	*	*
	HC	*	*	*	+(5)	*
	IND	+(0, 1, 2)	*	+(4, 12)	+(1, 5)	+(7)
	IT	+(0)	*	+(4, 7)	*	*
	MAT	+(0)	-(4)	*	*	*
	UT	*	*	+(12)	*	*

Galima pastebėti, kad infliacijos bei nedarbo lygio, kaip pirmaujančių kintamųjų, atveju, reikšmingas ryšys nustatytas tik su 2–3 sektorių indeksais ir su nemažais vėlavimais – 4–10 mėnesių. Daugiausia akcijų gražų sąsajų pastebėta FED kintamojo atveju – pakitus palūkanų normai po 4 mėnesių stebimas teigiamas CD, FIN, IND, IT akcijų indeksų atsakas, reikšmingas ryšys su UT stebimas po metų, tuo tarpu sąsaja su energetikos sektoriaus gražomis pirmą mėnesį yra neigiama. Verta atkreipti dėmesį, jog FIN ir FED, CD ir FED/IIP, EN ir FED/UNE sąsajos yra nepastovios – kintančios iš teigiamos į neigiamą ir atvirkščiai. Taip pat galima išskirti netolygų pirmaujančių kintamųjų įtaką skirtingiems sektoriams. Nors energetikos ir gamybos sektorių atvejais net 4 makroekonominiai kintamieji galėjo turėti įtakos jų dinamikai, tačiau COM, CS, HC ir UT atvejais reikšmingai pirmaujantis buvo tik vienas, tarpusavyje nesutampantis, kintamasis su ženkliu, 5–12 mėnesių pirmavimu.

Tuo metu vertinant akcijų rodiklių, kaip pirmaujančiųjų kintamųjų, kryžminę koreliaciją su makroekonominiais, laikomais vėluojančiais, rodikliais pastebėta daug reikšmingų tarpusavio koreliacijų (5 lentelė). CLI, infliacijos ir pramonės produkcijos indekso rodikliai yra reikšmingai teigiamai veikiami visų akcijų gražų pokyčių, tuo metu nedarbo lygio sąsaja su akcijų gražomis yra

neigiama, kadangi gerėjant ekonominei situacijai ir augant akcijų gražoms tikėtinas nedarbo lygio rodiklio mažėjimas. Dažnu atveju reikšmingas ryšys tarp kintamųjų nustatytas esant 1–3 mėnesių skirtumui. Visgi pramonės produkcijos indekso ir nedarbo lygio kintamiesiems papildoma reikšminga įtaka taip pat nustatyta su 10–11 mėn. pirmavimu.

**5 lentelė.** Kryžminės koreliacijos rezultatai, kai makroekonominiai rodikliai – vėluojantys kintamieji

	Vėluojantis kintamasis					
	Santr.	CLI	CPI	FED	IIP	UNE
Pirmaujantis kintamasis	CD	+(1)	+(1, 2)	+(1)	+(1, 2, 3, 11)	-(1, 2, 11)
	COM	+(1, 2)	+(2)	*	+(1, 2, 11)	-(1)
	CS	+(1, 2)	+(1)	*	+(1, 2)	-(1, 2)
	EN	+(1, 2) -(4)	+(1, 2)	+ <sup>(0)</sup> - <sup>(4)</sup> + <sup>(10)</sup>	+(1, 2) -(10)	+ <sup>(0)</sup> -(1, 2)
	FIN	+(0, 1, 2)	+(1, 2, 5, 8)	*	+(1, 2)	-(1, 2)
	HC	+(1, 2)	+(1)	*	+(1, 2, 3, 8)	-(2)
	IND	+(0, 1, 2)	+(1, 2)	+(1)	+(1, 2)	-(1, 2, 11)
	IT	+(0, 1, 2)	+(1)	+(2)	+(1, 2)	-(1, 2)
	MAT	+(0, 1, 2, 3)	+(1, 2, 8)	+(1)	+(1, 2, 3)	-(1, 2)
	UT	+(1, 2)	+(1)	+(1) -(2)	+(1, 2)	-(1, 2)

Vertinant reikšmingas tarpusavio sąsajas, išsiskiria palūkanų normos rodiklis, kurio keturių sektorių akcijų gražos reikšmingai neveikia, o CD, IND, IT ir MAT sektoriai reikšmingai teigiamai veikia tik vieną mėnesį. Komunalinių paslaugų (UT) ir palūkanų normos (FED) sąsajos atveju pirmą mėnesį akcijų gražos turi teigiamą poveikį palūkanų normai, tačiau jau kitą mėnesį nustatytas neigiamas ryšys. Toks kintamumas taip pat būdingas energetikos sektoriaus laiko eilutei – poveikis makroekonominiams rodikliams (išskyrus CPI) yra svyruojantis laike. Energetikos (EN) ir gamybos (IND) sektorių sąryšis su CLI rodikliu yra didžiausias teigiamas – viršija net 0,4, tuo metu šių sektorių sąsaja su nedarbo lygio (UNE) rodikliu – didžiausia neigiama, lyginant su kitomis kryžminės koreliacijos reikšmėmis. Šiuo atveju tarp sektorių stebima daugiau poveikio ekonominiams kintamiesiems panašumų, visgi dviejų vienodų sąsajų nepastebėta. Apibendrinant kryžminės koreliacijos rezultatus galima teigti, jog egzistuoja sąsaja tarp ekonominių rodiklių ir akcijų gražų darant preliminarią išvadą, kad finansų rinkos rodikliai yra pirmaujantys. Vis dėlto, lyginant akcijų rinkos sektorių rezultatus tarpusavyje vienodų tendencijų nenustatyta taip pagrindžiant sektorių tarpusavio skirtumų prielaidą.

Remiantis galima sąsaja tarp makroekonominių ir finansų rinkos rodiklių, sudaryti vektorinės autoregresijos modeliai, kurie pritaikyti detalesnei tarpusavio ryšių analizei. Pirmiausia, sudaryti kintamųjų porų, susidedančių iš vieno akcijų rinkos sektoriaus kintamojo ir vieno makroekonominio rodiklio, VAR modeliai. Taigi iš viso sudaryta ne mažiau nei 50 modelių, taip pat įtraukiant konstantos parametą. Kaip minėta 2.3. poskyryje, itin svarbu tinkamai parinkti optimalų vėlavimų skaičių. Šiuo atveju išbandyti modeliai pritaikant nuo 1 iki 12 vėlinimų ir kiekvieno modelio atveju apskaičiavus AIC, BIC ir HQ testų reikšmes nustatytas optimalus vėlavimų skaičius (kuomet informacinių kriterijų įverčiai mažiausi). Tokiu atveju, kai pagal minėtus kriterijus nustatytas skirtingas optimalus vėlavimų skaičius, jis pasirinktas atlikus *Portmanteau* testą ir įvertinus, kurio modelio liekamosios paklaidos mažiausiai autokoreliuotos. 6 lentelėje pateikiama kiekvienam sudarytam modeliui parinktų vėlavimų skaičiaus suvestinė (vėlavimų skaičius nurodytas skliausteliuose). Verta atkreipti dėmesį, jog panašumai stebimi ne

kiekvieno sektoriaus atveju, tačiau pagal makroekonominis rodiklius. Į akcijų rinkos sektoriaus ir CLI rodiklio porinius modelius dauguma atveju buvo įtraukiami po 2 vėlavimus, taip pat 2 vėlavimai dažnai pritaikyti produkcijos ir nedarbo rodiklių modeliams. Tuo metu su infliacijos kintamuoju sudarytiems modeliams visais atvejais įtraukta net 12 vėlavimų, o palūkanų normos atveju optimalus vėlavimų skaičius – 4–7. Visgi verta išskirti energetikos sektoriaus modelius – dažnu atveju šio sektoriaus porų modeliams parinkti išskirtiniai, lyginant su kitais sektoriais, vėlavimai. Atsižvelgiant į kryžminės koreliacijos rezultatus, kuomet nustatyta, kad šio modelio sąveika su ekonominiais rodikliais neretai buvo kintanti iš teigiamos į neigiamą, galima teigti, jog tokiu būdu modeliuojamas netipinės sąsajos dinamika.

**6 lentelė.** Parinkti poriniai VAR modeliai ir Grangerio priežastingumo testo rezultatai

Santr.	CLI_diff	CPI_diff	FED_diff2	IIP_diff	UNE_diff
CD	VAR(2)	VAR(12)	VAR(4)	VAR(3)	VAR(2)
	CD ↔ CLI_diff	CD — CPI_diff	CD → FED_diff2	CD ↔ IIP_diff	CD → UNE_diff
COM	VAR(1)	VAR(12)	VAR(4)	VAR(2)	VAR(1)
	COM → CLI_diff	COM — CPI_diff	COM — FED_diff2	COM → IIP_diff	COM → UNE_diff
CS	VAR(2)	VAR(12)	VAR(4)	VAR(3)	VAR(2)
	CS ↔ CLI_diff	CS — CPI_diff	CS — FED_diff2	CS ↔ IIP_diff	CS → UNE_diff
EN	VAR(12)	VAR(12)	VAR(5)	VAR(5)	VAR(7)
	EN ↔ CLI_diff	EN → CPI_diff	EN ↔ FED_diff2	EN ↔ IIP_diff	EN ↔ UNE_diff
FIN	VAR(2)	VAR(12)	VAR(6)	VAR(2)	VAR(2)
	FIN ↔ CLI_diff	FIN ↔ CPI_diff	FIN ↔ FED_diff2	FIN ↔ IIP_diff	FIN → UNE_diff
HC	VAR(2)	VAR(12)	VAR(4)	VAR(2)	VAR(2)
	HC → CLI_diff	HC → CPI_diff	HC → FED_diff2	HC → IIP_diff	HC → UNE_diff
IND	VAR(2)	VAR(12)	VAR(4)	VAR(2)	VAR(2)
	IND ↔ CLI_diff	IND → CPI_diff	IND ↔ FED_diff2	IND ↔ IIP_diff	IND → UNE_diff
IT	VAR(2)	VAR(12)	VAR(4)	VAR(3)	VAR(2)
	IT → CLI_diff	IT → CPI_diff	IT → FED_diff2	IT → IIP_diff	IT → UNE_diff
MAT	VAR(2)	VAR(12)	VAR(6)	VAR(2)	VAR(2)
	MAT ↔ CLI_diff	MAT → CPI_diff	MAT → FED_diff2	MAT → IIP_diff	MAT → UNE_diff
UT	VAR(2)	VAR(12)	VAR(7)	VAR(2)	VAR(2)
	UT → CLI_diff	UT → CPI_diff	UT → FED_diff2	UT → IIP_diff	UT → UNE_diff

Sudarytų VAR modelių adekvatumui įvertinti atlikti diagnostikos testai, kurių rezultatai pateikiami 6 priede. 80 % modelių paklaidų autokoreliacijos nenustatyta – *Portmanteau* testo p reikšmės viršija 0,05 reikšmingumo lygmenį. Dėl to daroma išvada, kad modelių paklaidose nėra autokoreliacijos ir modelių įverčius galima laikyti suderintais. Vis dėlto, svarbu paminėti, jog išsiskiria modeliai, į kuriuos įtrauktas infliacijos kintamasis – jiems būdinga paklaidų autokoreliacija. Vertinant ARCH testo rezultatus nustatyta, kad dauguma modelių pasižymi paklaidų heteroskedastija. Homoskedastiškumo prielaida su 0,05 reikšmingumu tenkinama tik CS–FED modelio atveju, MAT–FED modelio paklaidos homoskedastiškumą išlaiko esant 0,01 reikšmingumo lygmeniui. Remiantis *Jarque-Bera* testo rezultatais nustatyta, jog visi modeliai netenkinio paklaidų normalumo prielaidos, kadangi gautos p reikšmės buvo mažesnės nei reikšmingumo lygmuo 0,05. Taip pat verta atkreipti dėmesį, kad pagal gautas determinacijos koeficiento ( $R^2$ ) reikšmes, modeliai tiksliau apibūdina makroekonominis rodiklius nei akcijų indeksus. Sektorių akcijų gražų VAR modelių  $R^2$  įverčiai neviršijo 15 %, tuo metu makroekonominio CPI rodiklio VAR modelių determinacijos koeficientai svyravo 47 %–57 % intervale. 20 %–30 % tikslumas taip pat pastebėtas CLI, palūkanų

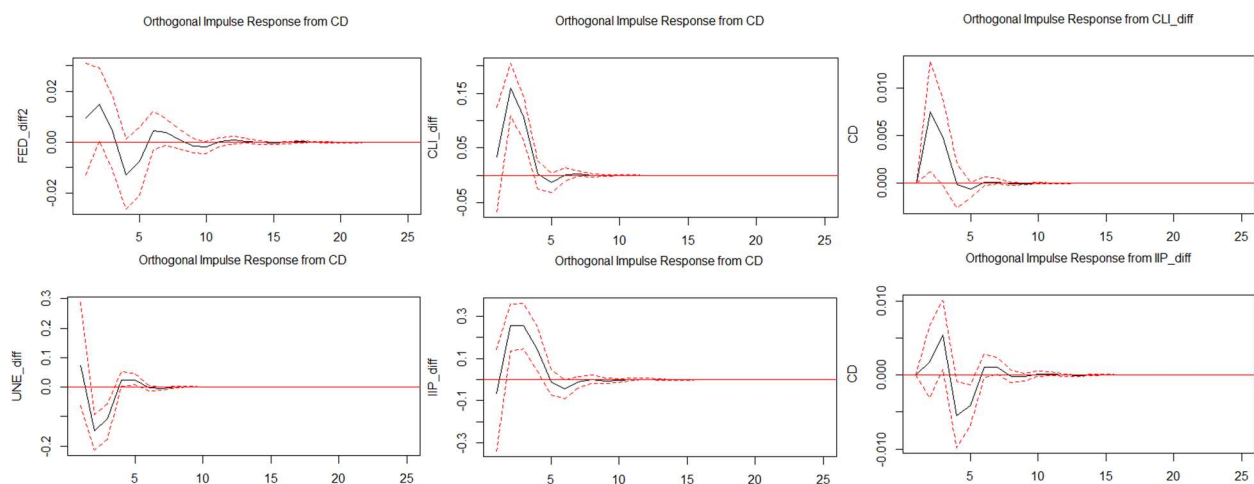
normos ir pramonės produkcijos indekso kintamiesiems, vis dėlto vidutinis nedarbo lygio modelių  $R^2$  įvertis svyravo apie 11 %. Apibendrinant diagnostikos testų rezultatus galima teigti, kad modelio paklaidos neatitinka griežto, tačiau dalinai atitinka silpno baltojo triukšmo proceso prielaidas. Taip pat nustatyta, jog determinacijos koeficientų reikšmės neviršija 15 %, taigi VAR modeliai tinkamesni tarpusavio sąryšio įvertinimui ar makroekonominių rodiklių, o ne sektorių akcijų gražų, prognozei.

6 lentelėje taip pat pateikiami Grangerio priešastingumo testo, pritaikyto kiekvienai sektoriaus ir makroekonominio kintamojo porai, rezultatai, kur rodyklė ir langelio spalva nurodo priešastingumo kryptį (žalsva – abipusis priešastingumas, melsva – vienpusis akcijų sektoriaus priešastingumas, gelsva – nenustatytas priešastingumas). Atliekant testą priešastingumas nustatytas vertinant F statistiką esant 90 % reikšmingumo lygmeniui – sąsajų F testo p reikšmės pateikiamos 7 priede.

Galima pastebėti, kad nenustatytas nei vienas atvejis, kuomet makroekonominiai rodikliai vienpusiai priešastingai veiktų finansinius kintamuosius. Mažmeninės prekybos (CD) sektoriaus atveju pastebėta abipusė teigiama sąsaja su CLI ir IIP makroekonominiais rodikliais bei vienpusis poveikis FED ir UNE kintamiesiems, visgi priešastingumo tarp šio sektoriaus ir infliacijos nepastebėta. Infliacijos kintamasis, kartu su palūkanų normos kintamuoju, taip pat neturi priešastinių ryšių su komunikacijos (COM) ir kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų (CS) sektoriais, tačiau kiti makroekonominiai kintamieji (CLI, produkcijos indeksas, nedarbo lygis) yra veikiami minėtų sektorių gražų kintamųjų. Likusių sektorių atveju, visoms poroms nustatytas arba abipusis priešastingumas, arba sektoriaus poveikis ekonominiam rodikliui. Tik vienpusis ryšys būdingas visoms sveikatos priežiūros (HC) ir komunalinių paslaugų (UT) sektorių poroms, taigi galima teigti, jog makroekonominiai rodikliai nėra pokyčių šiuose sektoriuose priežastimi. Lyginant su kryžminės koreliacijos rezultatais, neatitikimai pastebėti infliacijos rodiklio atveju – remiantis koreliacijos testu, stebėtas CD, COM ir CS sektorių ryšys su CPI esant 1–2 vėlavimams. Kita vertus, pagal Grangerio priešastingumo testą nustatyta, kad šie kintamieji nesusiję priežastiniais ryšiais, kadangi gautos F testo p reikšmės ženkliai viršija pasikliovimo lygmenį, dėl ko nulinė hipotezė ( $H_0$ : x nėra y priežastis) patvirtinama. Taip pat išsiskiria sveikatos priežiūros sektoriaus ir palūkanų normos (HC–FED) kintamųjų priešastingumas, kuris nustatytas Grangerio testu, tuo metu kryžminės koreliacijos šių rodiklių atveju nebuvo nustatyta. Kaip tikėtasi, sąsaja tarp sektorių gražų ir UNE yra vienpusė ir neigiama – išaugus gražoms (augant investuotojų lūkesčiams), sumažėja nedarbo lygio rodiklis. Taip pat neigiamas ryšys pastebėtas ir EN, FIN, HC ir UT sektorių FED rodiklio atžvilgiu – teigiama, kad šių sektorių gražų rodiklių augimas sąlygoja palūkanų normos mažėjimą. Be to, IPP yra silpnai neigiamai priešastingas CD sektoriui, o CPI neigiamai veikia FIN sektoriaus kintamąjį. Pastebėta atveju, kuomet Grangerio testu nenustatytas ryšys, kuris buvo pastebėtas kryžminės koreliacijos metu ar atvirkščiai, atrastas ankstesnės analizės metu nenustatyta sąsaja. Vis dėlto, daugiausia kryžminės koreliacijos tyrimo rezultatai atitinka Grangerio testu nustatytus priežastinius ryšius.

Atlikus priešastingumo analizę, reikšmingi ryšiai įvertinti pagal atsako į impulsą funkcijų grafikus. Nuliniu momentu įvykus šokui, stebimas netolygus poveikis rodikliams. Pavyzdžiui, mažmeninės prekybos sektoriaus atveju, makroekonominių rodiklių atsakas į sektoriuje įvykusį šoką yra gan stiprus bei reikšmingas 1–4 mėnesių laikotarpiu (20 pav. kairėje ir viduryje), tuo metu sektoriaus atsakas į CLI makroekonominio rodiklio šoką reikšmingas 1 mėn., į IIP šoką atsakas pasireiškia 4-ą ir 5-ą mėnesį (20 pav. dešinėje).





20 pav. CD sektoriaus ir makroekonominių rodiklių atsako į impulsą funkcijos grafikai

Į CD sektorių panašios tendencijos, kuomet šoko poveikis reikšmingas iki 5 periodo, stebimos ir kitų sektorių atvejais (žr. 8 priede). Išsiskiria infliacijos atsakas į *Granger* priežastingų sektorių impulsus – teigiamas poveikis stebimas 1–3 mėnesius, tačiau tuomet poveikio krypties dinamika kinta ir maždaug po metų nustatytas reikšmingas neigiamas šoko poveikis infliacijos rodikliui. Vertinant sektorius, nepastovumu išsiskiria energetikos sektoriaus ir makroekonominių indeksų impulso–atsako funkcijos. Pavyzdžiui, energetikos sektoriaus impulso teigiamas poveikis CLI reikšmingas 1–4 mėnesiais, tačiau jau kitą mėnesį stebimas neigiamas poveikis rodikliui, netolygi poveikio dinamika stebima visu vertinamu periodu. Vertinant priežastiniais ryšiais susijusius kintamuosius, reikšmingo impulso poveikio nenustatyta tik palūkanų normos kintamajam (iš gamybos ir finansų sektorių šoku).

Sektorių akcijų gražų ir makroekonominių rodiklių tarpusavio sąsajai įvertinti taip pat pritaikytas alternatyvus TYDL priežastingumo vertinimo modelis. Kaip minėta, TYDL atveju į VAR modelį gali būti traukiami nestacionarūs kintamieji, taigi šiuo atveju sudarant porinius modelius naudoti logaritmuoti akcijų gražų ir originalūs makroekonominiai rodikliai. Remiantis diagnostikos testais, gauti analogiški rezultatai įprastiniam VAR modeliui – 80 % atvejų autokoreliacijos nenustatyta, išsiskiriant modeliams su vartotojų kainų indekso kintamaisiais. Taip pat nustatytas paklaidų heteroskedastiškumas bei normalumo prielaidos netenkinimas. Šiuo atveju, vertinant sektorių gražų determinacijos koeficientus, reikšmingų skirtumų nepastebėta – sektorinėms akcijų gražoms  $R^2$  neviršijo 15 %. Vis dėlto, makroekonominių rodiklių  $R^2$  vidutiniškai siekė 95 %, kas nusako itin aukštą modelių tikslumą.

Remiantis TYDL Grangerio priežastingumo rezultatais, kurie pateikiami 7 lentelėje, nustatyta, kad mažmeninės prekybos ir IT sektorių priežastingumo rezultatai nepakito. Energetikos, sveikatos priežiūros, gamybos, žaliavų ir komunalinių paslaugų sektorių atvejais nustatytas bent vieno iš makroekonominių kintamųjų priežastingumo pokytis. Pavyzdžiui, nustatytas IIP rodiklio priežastingumas sveikatos sektoriui. Vis dėlto, šiems sektoriams nenustatyta atveju, kuomet sektorių priežastingumas taptų nereikšmingas. Telekomunikacijos bei kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų sektorių atvejais TYDL modelio atveju sektorių įtaka tapo reikšminga palūkanų normos kintamajam. Ryškiausias pokytis nustatytas vertinant finansų sektorių – sektoriaus sąsaja su infliacijos rodikliu tapo nereikšminga, kartu nustačius nereikšmingą sektoriaus priežastingumą FED rodikliui.

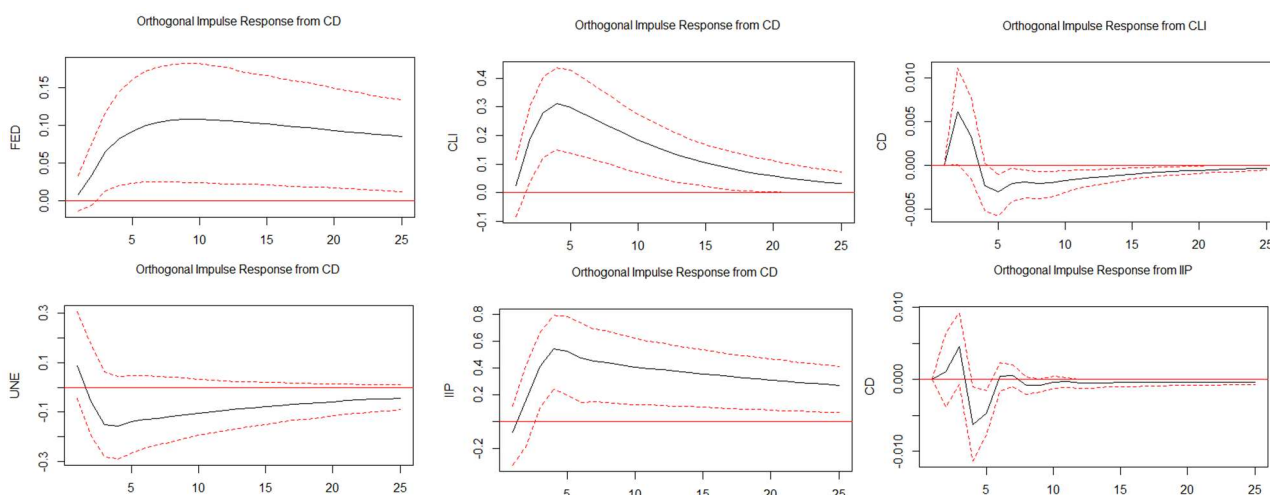


7 lentelė. TYDL Grangerio priežastingumo testo rezultatai

Santr.	CLI	CPI	FED	IIP	UNE
CD	CD ↔ CLI	CD — CPI	CD → FED	CD ↔ IIP	CD → UNE
COM	COM → CLI	COM — CPI	COM → FED	COM → IIP	COM → UNE
CS	CS ↔ CLI	CS — CPI	CS → FED	CS ↔ IIP	CS → UNE
EN	EN → CLI	EN ↔ CPI	EN ↔ FED	EN ↔ IIP	EN → UNE
FIN	FIN ↔ CLI	FIN — CPI	FIN ← FED	FIN → IIP	FIN → UNE
HC	HC → CLI	HC → CPI	HC → FED	HC ↔ IIP	HC → UNE
IND	IND ↔ CLI	IND → CPI	IND → FED	IND → IIP	IND → UNE
IT	IT → CLI	IT → CPI	IT → FED	IT → IIP	IT → UNE
MAT	MAT ↔ CLI	MAT ↔ CPI	MAT → FED	MAT → IIP	MAT → UNE
UT	UT → CLI	UT → CPI	UT ↔ FED	UT → IIP	UT → UNE

Taigi remiantis TYDL metodo rezultatais galima teigti, jog akcijų rinkų priežastingumas makroekonominiams rodikliams išlieka reikšmingas, stebint priežastingumo pokyčius finansų sektoriuje.

TYDL atsako į impulsą paveikslai mažmeninės prekybos sektoriui pateikiami 21 pav., kitiems sektoriams 9 priede.

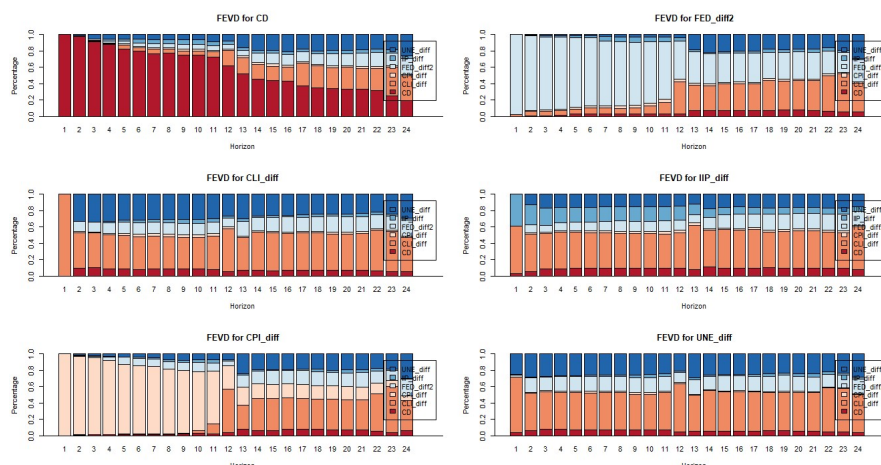


21 pav. CD sektoriaus ir makroekonominių rodiklių TYDL atsako į impulsą funkcijos grafikai

Galima pastebėti, kad remiantis TYDL analize CD sektoriaus šokų poveikis FED ir IIP kintamiesiems yra ilgesnis nei ankstesniu atveju – stebimas ilgalaikis teigiamas poveikis makroekonominiams kintamiesiems, kuris per 24 periodus išlieka reikšmingas (21 pav. kairėje ir viduryje). Ilgesnį laikotarpį reikšmingu išlieka ir CD poveikis CLI rodikliui. Tuo metu sektoriaus atsakas į makroekonominių rodiklių (CLI ir IIP) šoką reikšmingai nesiskiria, lyginant su įprastiniu VAR modeliu. Kitų sektorių atveju pastebėta analogiška tendencija – sektorių impulsai turi ilgalaikį reikšmingą poveikį ekonomikai, tuo metu makroekonominių rodiklių reikšmingumas yra trumpalaikis arba visai nustatytas. Išsiskiria sveikatos priežiūros sektorius, kurio impulsai 16 periodų reikšmingi tik CLI kintamajam, o poveikis kitiems indikatoriams trumpalaikis arba nustatytas. Taip pat nereikšminga CS sektoriaus šoko įtaka palūkanų normai, pramonės produkcijos indeksui, nedarbo lygiui. Pastarajam ekonominiam rodikliui iš viso nereikšmingi 6 sektorių (CD, COM, CS, HC, IT, MAT) šokų poveikiai. Galima teigti, jog makroekonominiams

rodikliams mažiausiai reikšmingi CS sektoriaus šokai, tuo metu sektorių šokai mažiausiai reikšmingi nedarbo lygiui.

Remiantis prognozės paklaidų variacijos dekompozicijos paveikslais, sudarytais pagal porinius VAR modelius, nustatyta, kad visais atvejais didžiąją dalį kintamojo prognozės paklaidų lemia pačių laiko eilučių pokyčiai. Taigi FEVD analizei nuspręsta papildomai sudaryti daugiamačius VAR modelius, įtraukiant vieną sektoriaus kintamąjį ir visus makroekonominis rodiklius. Kaip nustatyta pagal 21 paveikslą, kuriame pateikiama CD sektoriaus ir visų 5 makroekonominių rodiklių VAR modelio prognozės paklaidų variacijos dekompozicija, paties sektoriaus, taip pat CLI, CPI ir FED makroekonominiams rodikliams didžiausią įtaką turi pati laiko eilutė. Visgi infliacijos ir palūkanų normos rodiklių atveju nuo 12 periodo išryškėja infliacijos poveikis, kuris taip pat yra itin reikšmingas (~40 %) pramonės produkcijos indekso ir nedarbo lygio kintamųjų paklaidoms visų 24 mėnesių periodu. Tuo tarpu CD įtaka makroekonominiams rodikliams yra minimali, iki 10 %, o paties CD sektoriaus reikšmės, be jo paties, nuo 12 periodo taip pat stipriau veikia CLI, palūkanų normos ir nedarbo lygio rodikliai.



22 pav. CD ir makroekonominių rodiklių VAR modelio FEVD grafikas

Daugumos kitų sektorių paklaidų variacijos dekompozicijos tendencijos panašios į CD modelio FEVD. Kita vertus, nors į VAR modelius įtraukiami tie patys JAV ekonomiką atspindintys rodikliai, kartu įtraukus skirtingą sektorių FEVD grafikų dinamika kiek skiriasi (žr. 10 priede). Pastebėti skirtumai tarp sektorių įtakos ekonominiams rodikliams – energetikos bei finansų sektorių įtaka svyruoja apie 20 % ir 15 % atitinkamai, tuo metu likusių sektorių poveikis kitų rodiklių prognozės paklaidoms yra minimalus, iki 5–10 %. Be to, CLI, FED ir UNE kintamieji sudaro netolygias sektorių prognozės paklaidų variacijos dalis. Itin išsiskiria CS ir IT sektoriai, kurių atveju pačių kintamųjų įtaka išlieka pastovi (~85 %) dvejų metų periodu. Be to, kitaip nei kitų sektorių atveju, nestebimas CLI poveikis infliacijos ir palūkanų kintamiesiems, o CLI, nedarbo lygio ir pramonės produkcijos indekso poveikis IIP ir UNE rodikliams išlieka pastovus nuo 2-ojo periodo. Šių daugiamačių modelių, į kuriuos įtraukiami visi makroekonominiai rodikliai, determinacijos koeficientas akcijų sektoriams vidutiniškai siekia 32 %. Dėl to būtų galima teigti, jog įtraukus visus makroekonominius rodiklius, VAR modeliais tiksliau apibūdinami finansinių laiko eilučių svyravimai. Vis dėlto, svarbu atkreipti dėmesį, kad sudaryti 6 kintamųjų VAR modeliai netenkina autokoreliacijos, homoskedastiškumo ir normalumo prielaidų, taigi prognozės paklaidų dekompozicijos rezultatai turėtų būti vertinami atsargiai. Be to, svarbu prisiminti, jog FEVD analizė yra jautri kintamųjų eiliškumui modelyje, dėl to siekiant tikslesnių rezultatų derėtų sudaryti daugiau

modelių, keičiant kintamųjų išdėstymą, arba analizei taikyti struktūrinės vektorinės autoregresijos modelį.

Apibendrinant daugiamačių laiko eilučių tyrimo rezultatus galima teigti, kad egzistuoja sąsajos tarp akcijų rinkos sektorių ir makroekonominių rodiklių, atspindinčių ekonominę situaciją JAV, tačiau pastarųjų poveikis finansinėms laiko eilutėms, sektoriams, nėra tolygus. Remiantis kryžminės koreliacijos rezultatais, daugiau sąsajų nustatyta akcijų indeksų rodikliams esant pirmaujančiais kintamaisiais. Be to, reikšmingas ryšys stebėtas pirmaisiais mėnesiais, o rodiklių sąryšių tendencijos tarp sektorių skyrėsi. Analogiški ryšiai, su keliomis išskirtimis, nustatyti atlikus Grangerio priešastingumo testą. Pagal sudarytas atsako į impulsą funkcijas, dažnu atveju reikšmingas poveikis stebėtas iki 5 mėnesio, išsiskiriant netolygiai sektorių dinamikai po infliacijos šoko. Vertinant TYDL priešastingumą, dauguma atvejų rezultatai sutampa, išsiskiriant sumažėjusiam finansų sektoriaus priešastingumui. Tuo metu remiantis TYDL atsako į impulsą funkcijomis, nustatytas ilgalaikis sektorių poveikis makroekonominiams rodikliams. Vis dėlto, CS sektoriaus šokai mažiausiai veikia ekonominius indikatorius, tuo tarpu nedarbo lygis mažiausiai veikiamas analizuojamų sektorių šokų. Taip pat, remiantis prognozės paklaidų variacijos dekompozicija, sudaryta 6 kintamųjų (sektoriaus ir visų makroekonominių rodiklių) VAR modeliui, pastebėta, kad kiekvienam kintamajam reikšmingiausias jo paties šokų poveikis, tačiau dažnu atveju stebima reikšminga CLI rodiklio šokų įtaka. Vis dėlto, galima teigti, jog siekiant prognozuoti akcijų grąžas, sudaryti modeliai turėtų būti koreguojami dėl žemų determinacijos koeficiento reikšmių.

## Išvados

1. Remiantis mokslinės literatūros šaltinių analize nustatyta, jog sąsajos tarp akcijų rinkos ir makroekonominių rodiklių tyrimų rezultatai yra nevienareikšmiai, visgi dažnu atveju ryšio egzistavimas patvirtinamas. Finansų rinkų vertinimui naudojami akcijų indeksai, tuo metu šalies ekonominę būklę, mokslininkų teigimu, apibūdina tokie kintamieji kaip sudėtinių pirmaujančių indikatorių rodiklis, palūkanų norma, nedarbo lygis, pramonės produkcijos ir vartotojų kainų indeksai. Vis dėlto, kartais atsižvelgiama į nestandartinius, ekonominės politikos neapibrėžtumo, rizikos ar sentimentų analizės aspektus. Svarbu pabrėžti, kad tarpusavio tyrimai daugiausia atliekami valstybėms ar valstybių grupėms, atskirai nevertinant galimo netolygaus poveikio sektorių lygmeniu.
2. Nustatyta, jog siekiant reprezentatyvių rezultatų, būtina užtikrinti bent silpną laiko eilučių stacionarumą. Dėl šios priežasties sektorinės akcijų indeksų laiko eilutės modifikuotos, skaičiuojant logaritmines grąžas, tuo metu makroekonominiai rodikliai diferencijuoti. Be to, siekiant didesnio tikslumo, tyrime vienmačių sektorių akcijų grąžų modeliavimui naudoti dieniniai duomenys, tuo metu atliekant daugiamatį tarpusavio sąryšio vertinimą naudoti mėnesių dažnumu agreguoti ar duomenų bazėse pateikiami rodiklių grupių duomenys.
3. Patvirtinus, kad JAV akcijų rinkos sektorių laiko eilutės pasižymi finansiniams duomenims būdingais stilizuotais faktais, akcijų grąžų modeliavimui pritaikyti vienmačiai GARCH tipo modeliai. Pastebėta, kad visų sektorių atveju istorinės tendencijos turi įtakos dabarties reikšmėms, o grąžų dinamiką geriausiai atspindi EGARCH modeliai. Tai leidžia teigti, jog laiko eilutėms būdinga ir reikšminga teigiamų bei neigiamų šokų asimetrija. Vis dėlto, tinkamiausi modeliai sektoriams skyrėsi, kas patvirtina nevienodas tarpusavio tendencijas ir atskirų sektorių laiko eilučių modeliavimo poreikį.
4. Atlikus JAV sektorių akcijų grąžų ir makroekonominių rodiklių daugiamatį modeliavimą, taikant vektorinės autoregresijos modelį, nustatyta, jog egzistuoja tarpusavio sąsaja. Remiantis kryžminės koreliacijos, įprasto ir TYDL Grangerio priežastingumo testų rezultatais galima teigti, kad akcijų rinka gali būti laikoma pirmaujančiu indikatoriumi, darančiu poveikį ekonominę situaciją atspindintiems indikatoriams. Išsiskiria infliacijos rodiklis, kuriam nėra priežastingi mažmeninės prekybos, telekomunikacijų, kasdienio vartojimo prekių ir paslaugų bei finansų sektoriai. Tuo metu informacinių technologijų sektorius išsiskiria nustačius vienpusį sektoriaus priežastingumą visiems makroekonominiams rodikliams. Remiantis atsako į impulsus funkcijų grafikais, stebimas trumpalaikis, o pagal TYDL – ilgalaikis sektorių šokų poveikis makroekonominiams rodikliams, kuriems mažiausiai reikšmingi CS sektoriaus šokai. Tuo metu sektorių šokai mažiausiai reikšmingi nedarbo lygiui. Pagal paklaidų variacijos dekompozicijos rezultatus nustatyta, jog dažnu atveju didžiausia įtaką turi pati laiko eilutė, o sektorių indeksų įtaka kintamiesiems yra minimali, iki 20 %.
5. Apžvelgiant JAV sektorių analizei sudarytų modelių korektiškumą, porinių akcijų rinkos sektorių ir makroekonominių rodiklių modelių paklaidos nebuvo autokoreliuotos, taigi modeliai dalinai atitiko silpno baltojo triukšmo prielaidas ir modelio parametrų įverčiai yra suderinti. Remiantis determinacijos koeficientų įverčiais nustatyta, kad sudaryti modeliai tiksliau apibūdina makroekonominių rodiklių, o ne akcijų rinkų tendencijas. Tuo metu VAR modeliai, į kuriuos įtraukiami visi makroekonominiai rodikliai, tiksliau apibūdino akcijų rinkos sektorius, determinacijos koeficientams vidutiniškai siekiant 30%. Taigi, sudaryti modeliai tinkamesni tarpusavio sąryšio vertinimui, tačiau norint atlikti akcijų grąžų prognozavimą derėtų pakoreguoti modelio parametrus, siekiant reprezentatyvių rezultatų.

## Literatūros sąrašas

1. *Visuotinė Lietuvių Enciklopedija: Ekonominis ciklas* [interaktyvus]. Mokslo ir enciklopedijų leidybos centras. [žiūrėta 2021-02-12]. Prieiga per: <https://www.vle.lt/straipsnis/ekonominis-ciklas/>
2. STOCK, J. H., M. W. WATSON. New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators. Iš: BLANCHARD, O. J., S. FISCHER. *NBER Macroeconomics Annual 1989*. 4-oji laida. London: MIT Press, 1989, pp. 351-409. ISBN 0-262-02296-6.
3. WORDL BANK. Market capitalization of listed domestic companies (current US\$) [interaktyvus]. *The World Bank Group* [žiūrėta 2021-04-27]. Prieiga per: <https://data.worldbank.org/indicator/CM.MKT.LCAP.CD>
4. BLOOMBERG. Bloomberg Professional [interaktyvus]. 2021 [žiūrėta 2021-02-25]. Prieiga per: <https://www.bloomberg.com/europe>
5. FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS (FRED). Gross Domestic Product [interaktyvus]. 2021 [žiūrėta 2021-04-23]. Prieiga per: <https://fred.stlouisfed.org/series/GDP#0>
6. CHEN, S. S. Predicting the bear stock market: Macroeconomic variables as leading indicators. *Journal of Banking & Finance* [interaktyvus]. Elsevier, 2009, vol. 33(2), 211-223 [žiūrėta 2021-01-16]. doi:10.1016/j.jbankfin.2008.07.013
7. CHAKRAVARTY, S. Stock market and macro economic behavior in India [interaktyvus]. Institute of Economic Growth, 2006 [žiūrėta 2021-02-07]. Prieiga per: <https://www.semanticscholar.org/paper/Stock-market-and-macro-economic-behavior-in-India-Chakravarty/4e35fe67fa32016d42bd6388d7f701f38d5a468f>
8. ROBIYANTO, R., M. A. SANTOSO, A. D. R. ATAHAU, H. HARIJONO. The Indonesia Stock Exchange and Its Dynamics: An Analysis of the Effect of Macroeconomic Variables. *Montenegrin Journal of Economics* [interaktyvus]. 2019, vol. 15(4), 59-73 [žiūrėta 2021-02-20]. doi: 10.14254/1800-5845/2019.15-4.5
9. SINGH, T., S. MEHTA, S., M. S. VARSHA. Macroeconomic factors and stock returns: Evidence from Taiwan. *Journal of Economics and International Finance* [interaktyvus]. 2011, vol. 2(4), 217-227 [žiūrėta 2021-02-14]. Prieiga per: [https://www.researchgate.net/publication/228985237\\_Macroeconomic\\_factor\\_and\\_stock\\_returns\\_Evidence\\_from\\_Taiwan](https://www.researchgate.net/publication/228985237_Macroeconomic_factor_and_stock_returns_Evidence_from_Taiwan)
10. LEVINE, R., S. ZERVOS. Stock Market Development and Long-Run Growth. *The World Bank Economic Review* [interaktyvus]. May 1996, vol. 10(2), 323-339 [žiūrėta 2021-01-16]. Prieiga per: <https://doi.org/10.1093/wber/10.2.323>
11. MOORE, G. H. Security Markets and Business Cycles. Iš: Moore, G. H. *Business Cycles, Inflation, and Forecasting*. 2-oji laida. Cambridge: Ballinger, 1983, pp. 139-160. ISBN: 0-884-10285-8.
12. JARENO, F., L. NEGRUT. US Stock Market and Macroeconomic Factors. *The Journal of Applied Business Research* [interaktyvus]. 2016, vol. 32(1), 325-340 [žiūrėta 2021-02-20]. doi: 10.19030/jabr.v32i1.9541
13. CHAUVET, M. Stock Market Fluctuations and the Business Cycle. *Journal of Economic and Social Measurement* [interaktyvus]. 2001, vol. 25, 1-31 [žiūrėta 2021-01-16]. doi:10.2139/ssrn.283793
14. SENYUZ, Z. Factor analysis of permanent and transitory dynamics of the US economy and the stock market. *Journal of Applied Econometrics* [interaktyvus]. 2011, vol. 26(6), 975-998 [žiūrėta 2021-01-16]. doi: 10.1002/jae.1193

15. ADAMS, K., S. MERKEL. Stock Price Cycles and Business Cycles. *ECD Working Paper* [interaktyvus]. SSRN, 2019 [žiūrėta 2021-01-23]. Prieiga per: <https://ssrn.com/abstract=3329820>
16. FILIS, G. Macro economy, stock market and oil prices: Do meaningful relationships exist among their cyclical fluctuations? *Energy Economics* [interaktyvus]. Elsevier, 2010, vol. 32(4), 877-886 [žiūrėta 2021-01-23]. Prieiga per: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.03.010>
17. HAMMOUDEH, S., W. J. KIM, S. SARAFRAZI. Sources of Fluctuations in Islamic, U.S., EU, and Asia Equity Markets: The Roles of Economic Uncertainty, Interest Rates, and Stock Indexes. *Emerging Markets Finance and Trade* [interaktyvus]. 2016, vol. 52(5), 1195-1209 [žiūrėta 2021-03-07]. doi:10.1080/1540496X.2014.998561
18. ENDRI, E., Z. ABIDIN, T. P. SIMANJUNTAK, I. NURHAYATI. Indonesian Stock Market Volatility: GARCH Model. *Montenegrin Journal of Economics* [interaktyvus]. 2020, vol. 16(2), 7-17 [žiūrėta 2021-02-14]. doi: 10.14254/1800-5845/2020.16-4.1
19. VERMA, R., T. OZUNA. Are emerging equity markets responsive to cross-country macroeconomic movements? Evidence from Latin America. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* [interaktyvus]. 2005, vol. 15(1), 73-87 [žiūrėta 2021-01-23]. Prieiga per: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2004.02.003>
20. HOOKER, M. A. Macroeconomic factors and emerging market equity returns: a Bayesian model selection approach. *Emerging Markets Review* [interaktyvus]. Elsevier, 2004, vol. 5(4), 379-387 [žiūrėta 2021-01-16]. doi:10.1016/j.ememar.2004.09.001
21. HARVEY, C. R. Drivers of Expected Returns in International Markets. *Emerging Markets Quarterly* [interaktyvus]. SSRN, 2000 [žiūrėta 2021-01-16]. doi:10.2139/ssrn.795385
22. JISHAG, A. C., A. P. ATHIRA, M. SHAILAJA, S. THARA. Predicting the Stock Market Behavior Using Historic Data Analysis and News Sentiment Analysis in R. Iš: LUHACH A. K., J. A. KOSA, R. C. POONIA, XZ GAO, D. SINGH. *First International Conference on Sustainable Technologies for Computational Intelligence. Advances in Intelligent Systems and Computing* [interaktyvus]. Singapore: Springer, 2019, vol. 1045, pp. 717-728 [žiūrėta 2021-02-14]. Prieiga per: [https://doi.org/10.1007/978-981-15-0029-9\\_56](https://doi.org/10.1007/978-981-15-0029-9_56)
23. TANG, J., X. CHEN. Stock Market Prediction Based on Historic Prices and News Titles. *ICMLT '18: Proceedings of the 2018 International Conference on Machine Learning Technologies* [interaktyvus]. New York: Association for Computing Machinery, 2018, 29-34 [žiūrėta 2021-02-07]. Prieiga per: <https://doi.org/10.1145/3231884.3231887>
24. MALKIEL, B. G. *A random walk down Wall street*. New York: W.W. Norton & Company, 1996.
25. DURUSU-CIFTCI D., M. S. ISPIR, D. KOK. Do stock markets follow a random walk? New evidence for an old question. *International Review of Economics and Finance* [interaktyvus]. 2019, vol. 64, 165-175 [žiūrėta 2021-03-21]. Prieiga per: <https://doi.org/10.1016/j.iref.2019.06.002>
26. MSCI: Global industry classification standard (GICS) methodology [interaktyvus]. 2020 [žiūrėta 2020-12-12]. Prieiga per: <https://www.msci.com/documents/1296102/11185224/GICS+Methodology+2020.pdf/9caadd09-790d-3d60-455b-2a1ed5d1e48c?t=1578405935658>
27. WORDL BANK. GDP growth (annual %) [interaktyvus]. *The World Bank Group* [žiūrėta 2021-04-27]. Prieiga per: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG>
28. JIANG, B., T. M. KOLLER, Z. D. WILLIAMS. Mapping decline and recovery across sectors. *McKinsey on Finance* [interaktyvus]. 2009, vol. 30, 21-25 [žiūrėta 2021-03-09]. Prieiga per: <https://www.mckinsey.com/business-functions/strategy-and-corporate-finance/our-insights/mapping-decline-and-recovery-across-sectors>

29. ANDERSON, K., C. BROOKS, A. KATSARIS. Speculative bubbles in the S&P 500: Was the tech bubble confined to the tech sector? *Journal of Empirical Finance* [interaktyvus]. Elsevier, 2010, vol. 17(3), 345-361 [žiūrėta 2021-03-08]. doi:10.1016/j.jempfin.2009.12.004
30. INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. Economic sectors at a glance: Economic recovery yet to be translated into jobs [interaktyvus]. 2010 [žiūrėta 2021-04-27]. Prieiga per: [https://www.ilo.org/global/about-the-ilo/mission-and-objectives/features/WCMS\\_124599/lang--en/index.htm](https://www.ilo.org/global/about-the-ilo/mission-and-objectives/features/WCMS_124599/lang--en/index.htm)
31. LAGUNAVIČIŪTĖ, A. M., G. ŠEVČENKO. Finansinių krizių prevencija globalios ekonomikos sąlygomis [interaktyvus]. Vilnius: 22-osios Lietuvos jaunųjų mokslininkų konferencijos „Mokslas – Lietuvos ateitis“ teminė konferencija, 2019 [žiūrėta 2021-03-08]. eISSN 2029-7149. Prieiga per: <http://jmk.vvf.vgtu.lt/index.php/Verslas/2019/paper/viewFile/333/186>
32. MOORE, T., A. MIRZAEI. The Impact of the Global Financial Crisis on Industry Growth. *The Manchester School* [interaktyvus]. 2016, vol. 84(2), 159-180 [žiūrėta 2021-01-16]. doi: 10.1111/manc.12090
33. ALONSO-ALMEIDA, M. del M., K. BREMSER. Strategic responses of the Spanish hospitality sector to the financial crisis. *International Journal of Hospitality Management* [interaktyvus]. Elsevier, 2013, vol. 32, 141-148 [žiūrėta 2021-01-23]. Prieiga per: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijhm.2012.05.004>
34. KIMES, S. E. Hotel Revenue Management in an Economic Downturn: Results of an International Study. *Cornell Hospitality Report* [interaktyvus]. 2009, vol. 9(12), 6-17 [žiūrėta 2021-01-16]. Prieiga per: <https://scholarship.sha.cornell.edu/chrpubs>
35. FERNANDES, N. Economic Effects of Coronavirus Outbreak (COVID-19) on the World Economy. *IESE Business School Working Paper No. WP-1240-E* [interaktyvus]. SSRN, 2020 [žiūrėta 2021-03-09]. Prieiga per: <https://ssrn.com/abstract=3557504>
36. HE, P., Y. SUN, Y. ZHANG, T. LI. COVID-19's Impact on Stock Prices Across Different Sectors – An Event Study Based on the Chinese Stock Market. *Emerging Markets Finance and Trade* [interaktyvus]. 2020, vol. 56(10), 2198-2212 [žiūrėta 2021-03-07]. doi: 10.1080/1540496X.2020.1785865
37. LEIPUS, R., R. NORVAIŠA. Finansų rinkos teorijų taikymas. *Pinigų studijos* [interaktyvus]. 2004, 31-53 [žiūrėta 2021-03-23]. Prieiga per: [https://www.lb.lt/uploads/documents/docs/publications/leipus\\_1.pdf](https://www.lb.lt/uploads/documents/docs/publications/leipus_1.pdf)
38. ŠUTIENĖ, K. Stylized facts on financial market returns. *Course: Business Risk and Uncertainty Analytics*, 2020 [žiūrėta 2021-01-23]. Prieiga per: Moodle.
39. KVEDARAS, V. Taikomoji laiko eilučių ekonometrija [interaktyvus]. 2005 [žiūrėta 2021-04-10]. Prieiga per: [http://web.vu.lt/mif/v.kvedaras/files/2013/09/Konspektas\\_2005.pdf](http://web.vu.lt/mif/v.kvedaras/files/2013/09/Konspektas_2005.pdf)
40. LUTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis* [interaktyvus]. Berlin: Springer-Verlag, 2005 [žiūrėta 2021-04-10]. ISBN 978-3-540-27752-1. Prieiga per: <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>
41. BALABONIENĖ, I., R. BLIEKIENĖ, A. STUNDŽIENĖ. *Ekonometrija. Praktinis regresijos ir laiko eilučių modelių taikymas* [interaktyvus]. Kaunas: Technologija, 2013 [žiūrėta 2021-04-23]. doi: 10.5755/e01.9786090210185
42. PERLIN, M. S., M. MASTELLA, D. F. VANCIN, H. P. RAMOS. A GARCH tutorial with R. *Revista de Administração Contemporânea* [interaktyvus]. 2021, vol. 25(1), 1-16 [žiūrėta 2021-03-13]. e-ISSN 1982-7849. Prieiga per: <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2021200088>

43. HOLMES, E. E., M. D. SCHEUERELL, E. J. WARD. *Applied Time Series Analysis for Fisheries and Environmental Sciences* [interaktyvus]. Seattle: NOAA Fisheries, 2021 [žiūrėta 2021-04-23]. Prieiga per: <https://nwfsc-timeseries.github.io/atsa-labs/>.
44. JARQUE, C. M., A. K. BERA. A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review / Revue Internationale De Statistique* [interaktyvus]. 1987, vol. 55(2), 163-172 [žiūrėta 2021-04-30]. Prieiga per: <https://www.jstor.org/stable/1403192>
45. TODA H. Y., T. YAMAMOTO. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics* [interaktyvus]. 1995, vol. 66(1–2), 225-250 [žiūrėta 2021-05-21]. Prieiga per: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
46. DOLADO, J. J., H. LÜTKEPOHL. Making wald tests work for cointegrated VAR systems. *Econometric Reviews* [interaktyvus]. 1996, vol. 15(4), 369-386 [žiūrėta 2021-05-21]. Prieiga per: <http://dx.doi.org/10.1080/07474939608800362>
47. S&P DOW JONES INDICES. S&P 500 Factsheet [interaktyvus]. *S&P Global*, 2021 [žiūrėta 2021-04-05]. Prieiga per: <https://www.spglobal.com/spdji/en/indices/equity/sp-500/#data>
48. S&P DOW JONES INDICES. Sectors. [interaktyvus]. *S&P Global*, 2021 [žiūrėta 2021-04-05]. Prieiga per: <https://www.spglobal.com/spdji/en/landing/investment-themes/sectors/>
49. FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS (FRED). Effective Federal Funds Rate [interaktyvus]. 2021 [žiūrėta 2021-03-21]. Prieiga per: <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS#0>
50. FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS (FRED). Unemployment Rate [interaktyvus]. 2021 [žiūrėta 2021-03-21]. Prieiga per: <https://fred.stlouisfed.org/series/UNRATE#0>
51. OECD duomenų bazė [interaktyvus]. 2021 [žiūrėta 2021-03-21]. Prieiga per: <https://stats.oecd.org/>.
52. OECD. Composite Leading Indicators [interaktyvus]. *Organisation for Economic Co-operation and Development* [žiūrėta 2021-03-21]. Prieiga per: <https://www.oecd.org/sdd/leading-indicators/compositeleadingindicatorsclifrequentlyaskedquestionsfaqs.htm>

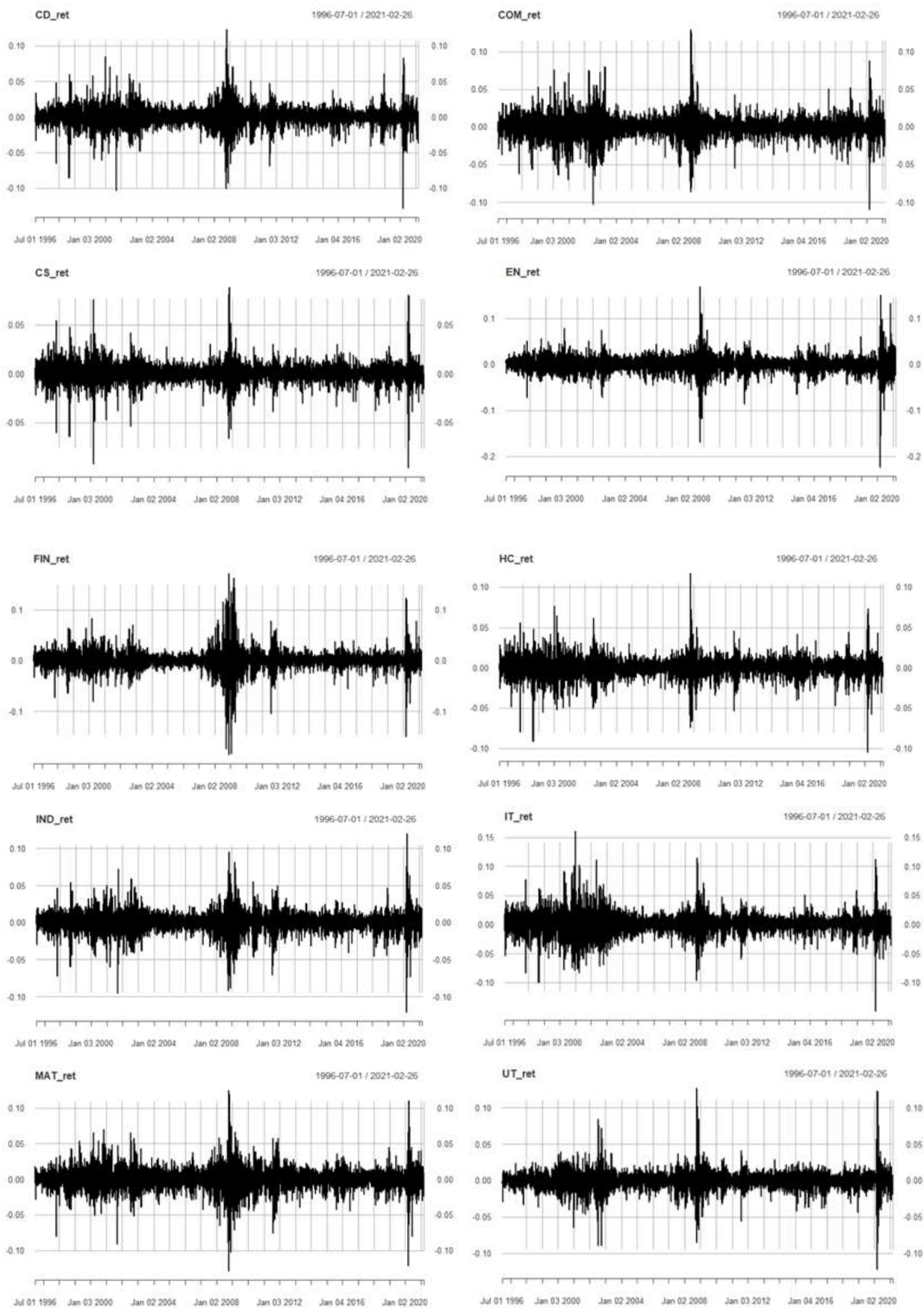


## Priedai

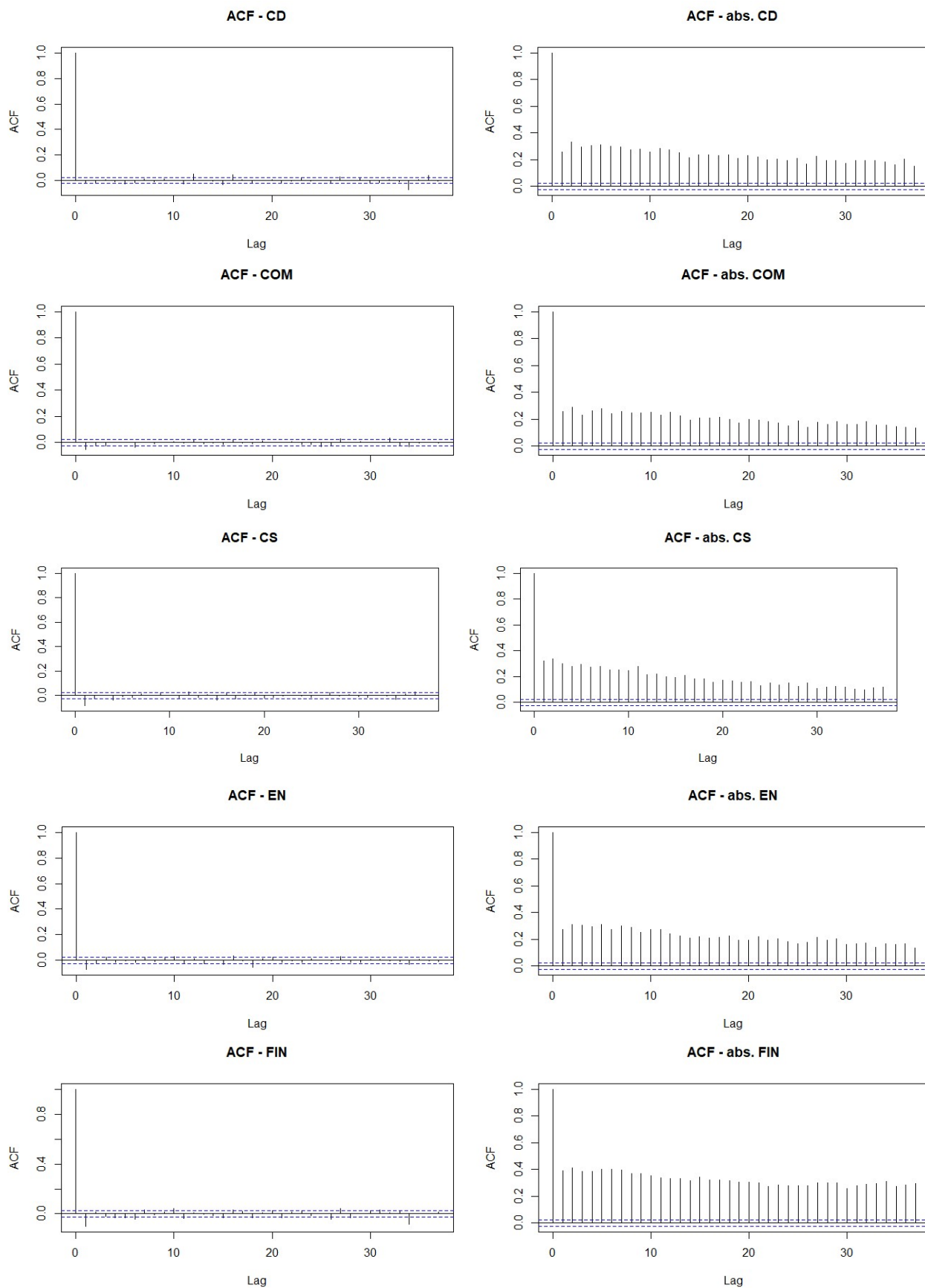
### 1 priedas. Modifikuotų laiko eilučių ADF, PP ir KPSS stacionarumo testų rezultatai

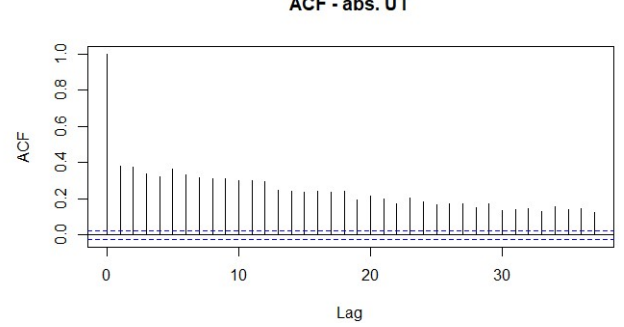
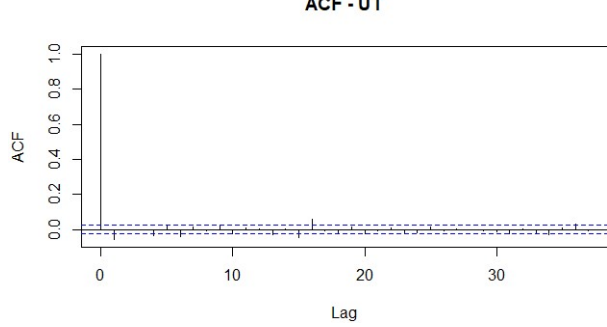
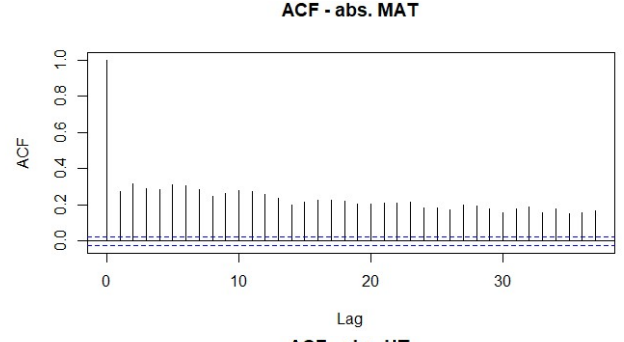
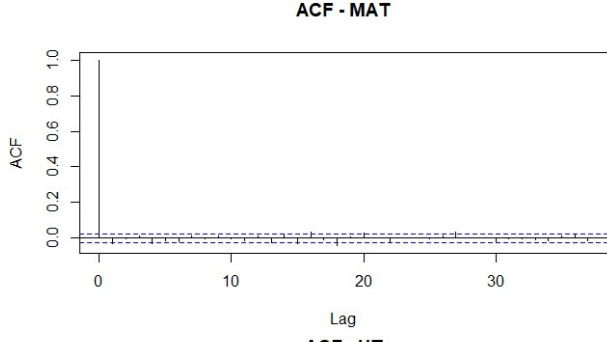
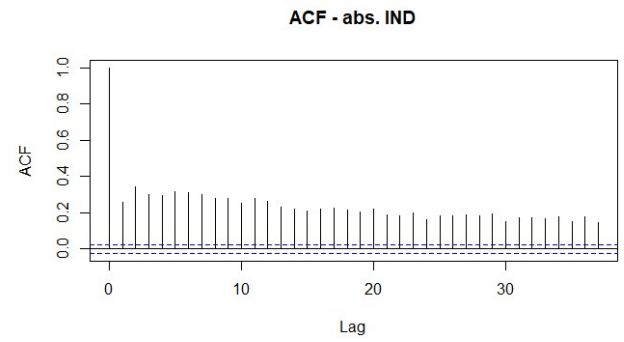
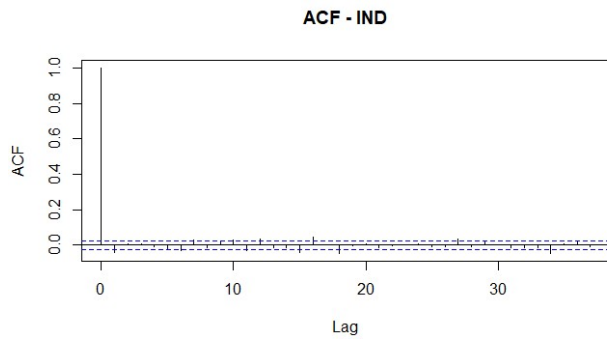
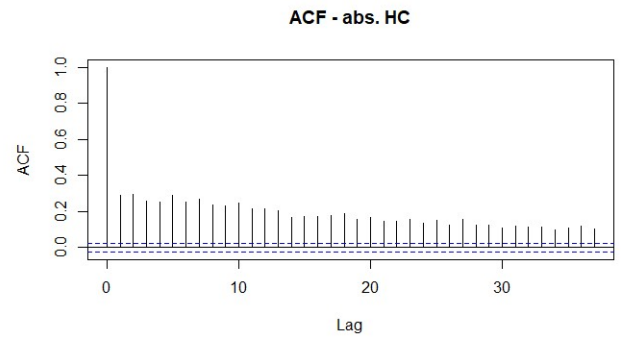
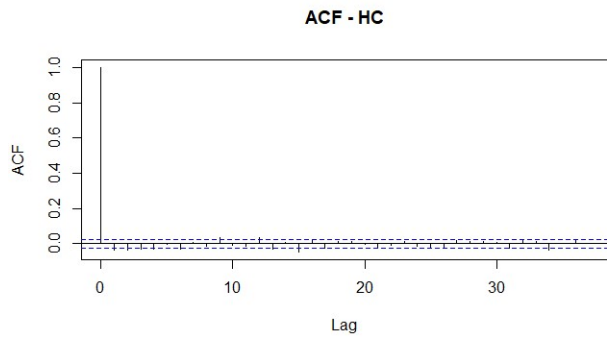
Santr.	Sektorius	ADF	PP	KPSS
CD	Mažmeninė prekyba	0,01	0,01	0,1
CS	Kasdienio vartojimo prekės ir paslaugos	0,01	0,01	0,1
HC	Sveikatos priežiūra	0,01	0,01	0,1
IND	Gamyba	0,01	0,01	0,1
MAT	Žaliavos	0,01	0,01	0,1
UT	Komunalinės paslaugos	0,01	0,01	0,1
IT	Informacinės technologijos	0,01	0,01	0,1
EN	Energetika	0,01	0,01	0,1
COM	Telekomunikacijos	0,01	0,01	0,1
FIN	Finansai	0,01	0,01	0,1

## 2 priedas. Logaritminių sektorių akcijų indeksų gražų laiko eilutės



### 3 priedas. Logaritminių sektorių akcijų indeksų gražų ir absoliutinių gražų korelogramos

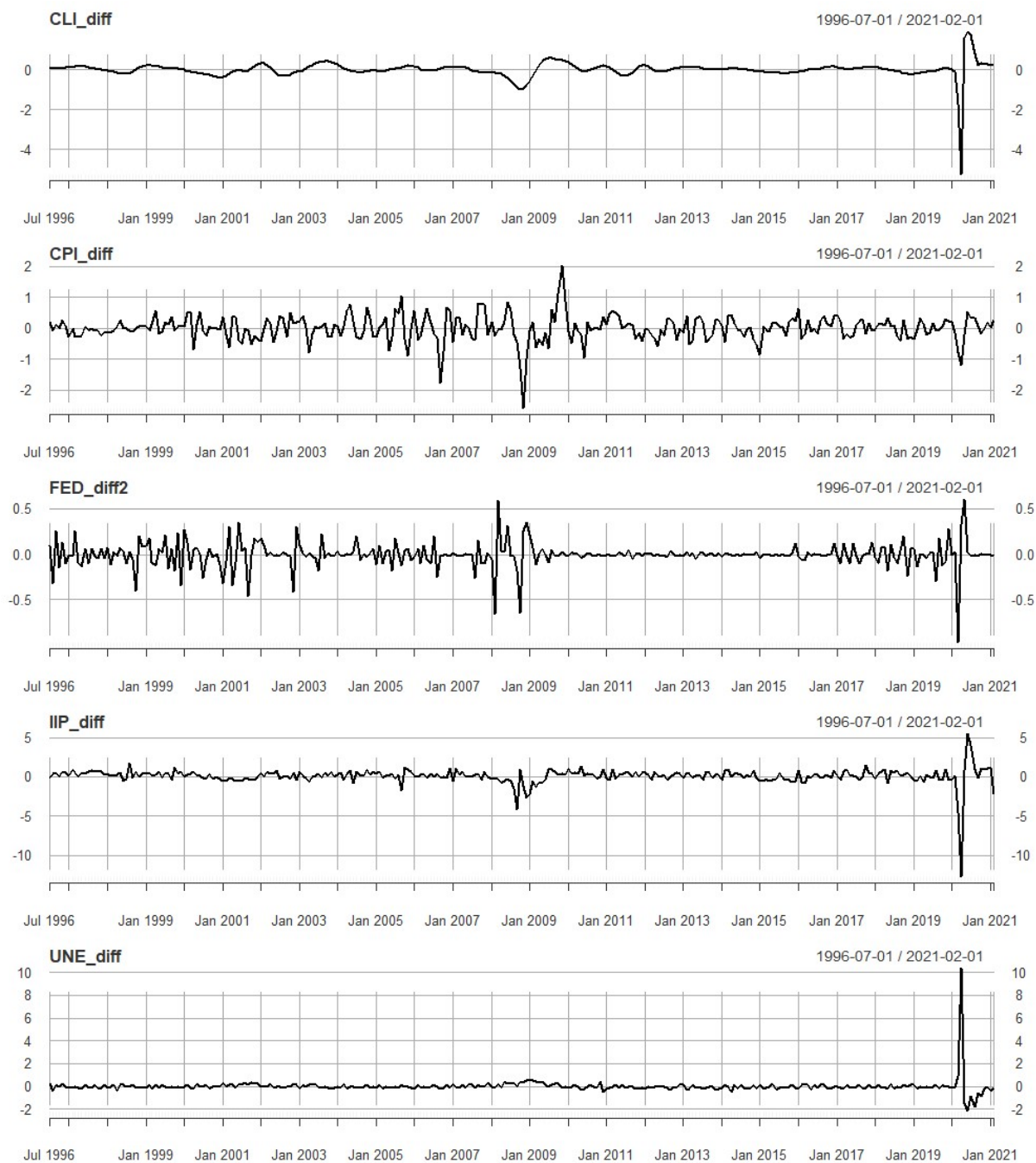




#### 4 priedas. Logaritminių sektorinių akcijų indeksų gražų statistikų įverčiai

Santr.	Sektorius	Vidurkis	Asimetrijos koef.	Ekscesas	Jarque-Bera
CD	Mažmeninė prekyba	0,00037	-0,29034	10,94389	< 2,2e-16
COM	Telekomunikacijos	0,00009	-0,05168	9,80119	< 2,2e-16
CS	Kasdienio vartojimo prekės ir paslaugos	0,00023	-0,17776	13,49015	< 2,2e-16
EN	Energetika	0,00016	-0,56730	17,54963	< 2,2e-16
FIN	Finansai	0,00019	-0,17415	18,08377	< 2,2e-16
HC	Sveikatos priežiūra	0,00033	-0,18676	10,09002	< 2,2e-16
IND	Gamyba	0,00026	-0,42251	10,69852	< 2,2e-16
IT	Informacinės technologijos	0,00043	0,04108	9,10721	< 2,2e-16
MAT	Žaliavos	0,00021	-0,32037	10,14549	< 2,2e-16
UT	Komunalinės paslaugos	0,00014	-0,09802	16,01073	< 2,2e-16

## 5 priedas. Diferencijuotos makroekonominių rodiklių laiko eilutės



**6 priedas. Porinių sektorių ir makroekonominių rodiklių VAR modelių diagnostikos testų įverčiai**

Santr.	Testas	CLI_diff	CPI_diff	FED_diff2	IIP_diff	UNE_diff
<b>CD</b>	Portmanteau	0,929	0,004	0,438	0,697	0,845
	ARCH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>COM</b>	Portmanteau	0,845	0,005	0,123	0,607	0,845
	ARCH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>CS</b>	Portmanteau	0,867	0,009	0,183	0,682	0,771
	ARCH	0,000	0,000	0,066	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>EN</b>	Portmanteau	0,659	0,001	0,550	0,131	0,776
	ARCH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>FIN</b>	Portmanteau	0,583	0,004	0,319	0,333	0,295
	ARCH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>HC</b>	Portmanteau	0,930	0,003	0,298	0,295	0,750
	ARCH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>IND</b>	Portmanteau	0,603	0,009	0,231	0,497	0,602
	ARCH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>IT</b>	Portmanteau	0,977	0,001	0,343	0,957	0,975
	ARCH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>MAT</b>	Portmanteau	0,956	0,005	0,362	0,698	0,946
	ARCH	0,000	0,000	0,043	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>UT</b>	Portmanteau	0,943	0,014	0,194	0,957	0,969
	ARCH	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Jarque-Bera	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

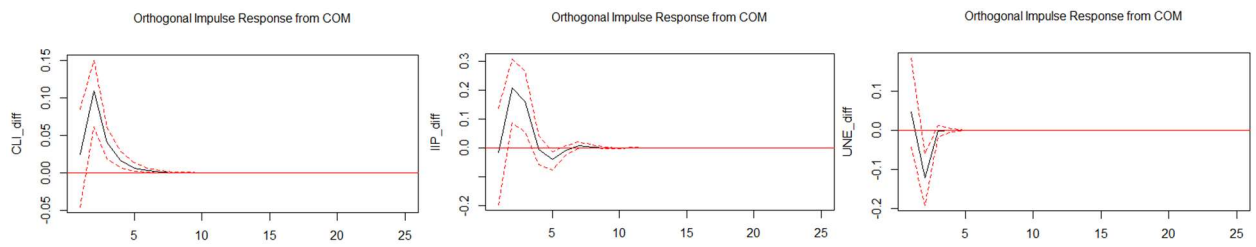
## 7 priedas. Grangerio priežastingumo rezultatai ir F statistikos p reikšmės

<b>Santr.</b>	<b>CLI_diff</b>	<b>CPI_diff</b>	<b>FED_diff2</b>
<b>CD</b>	CD [0,000] ↔ CLI_diff [0,013]	CD [0,111] — CPI_diff [0,177]	CD [0,063] → FED_diff2 [0,284]
<b>COM</b>	COM [0,000] → CLI_diff [0,671]	COM [0,116] — CPI_diff [0,558]	COM [0,706] — FED_diff2 [0,246]
<b>CS</b>	CS [0,000] ↔ CLI_diff [0,053]	CS [0,882] — CPI_diff [0,656]	CS [0,146] — FED_diff2 [0,711]
<b>EN</b>	EN [0,000] ↔ CLI_diff [0,007]	EN [0,000] → CPI_diff [0,433]	EN [0,019] ↔ FED_diff2 [0,092]
<b>FIN</b>	FIN [0,000] ↔ CLI_diff [0,002]	FIN [0,003] ↔ CPI_diff [0,041]	FIN [0,079] ↔ FED_diff2 [0,004]
<b>HC</b>	HC [0,000] → CLI_diff [0,211]	HC [0,027] → CPI_diff [0,511]	HC [0,027] → FED_diff2 [0,532]
<b>IND</b>	IND [0,000] ↔ CLI_diff [0,001]	IND [0,000] → CPI_diff [0,463]	IND [0,077] ↔ FED_diff2 [0,060]
<b>IT</b>	IT [0,000] → CLI_diff [0,146]	IT [0,081] → CPI_diff [0,249]	IT [0,002] → FED_diff2 [0,119]
<b>MAT</b>	MAT [0,000] ↔ CLI_diff [0,049]	MAT [0,000] → CPI_diff [0,241]	MAT [0,013] → FED_diff2 [0,584]
<b>UT</b>	UT [0,001] → CLI_diff [0,152]	UT [0,013] → CPI_diff [0,884]	UT [0,000] → FED_diff2 [0,637]
<b>Santr.</b>	<b>IIP_diff</b>	<b>UNE_diff</b>	
<b>CD</b>	CD [0,000] ↔ IIP_diff [0,058]	CD [0,000] → UNE_diff [0,909]	
<b>COM</b>	COM [0,000] → IIP_diff [0,487]	COM [0,001] → UNE_diff [0,601]	
<b>CS</b>	CS [0,001] ↔ IIP_diff [0,012]	CS [0,001] → UNE_diff [0,630]	
<b>EN</b>	EN [0,000] ↔ IIP_diff [0,000]	EN [0,000] ↔ UNE_diff [0,040]	
<b>FIN</b>	FIN [0,000] ↔ IIP_diff [0,033]	FIN [0,000] → UNE_diff [0,766]	
<b>HC</b>	HC [0,000] → IIP_diff [0,106]	HC [0,009] → UNE_diff [0,406]	
<b>IND</b>	IND [0,000] ↔ IIP_diff [0,024]	IND [0,000] → UNE_diff [0,871]	
<b>IT</b>	IT [0,000] → IIP_diff [0,492]	IT [0,011] → UNE_diff [0,887]	
<b>MAT</b>	MAT [0,000] → IIP_diff [0,526]	MAT [0,000] → UNE_diff [0,845]	
<b>UT</b>	UT [0,000] → IIP_diff [0,174]	UT [0,000] → UNE_diff [0,197]	

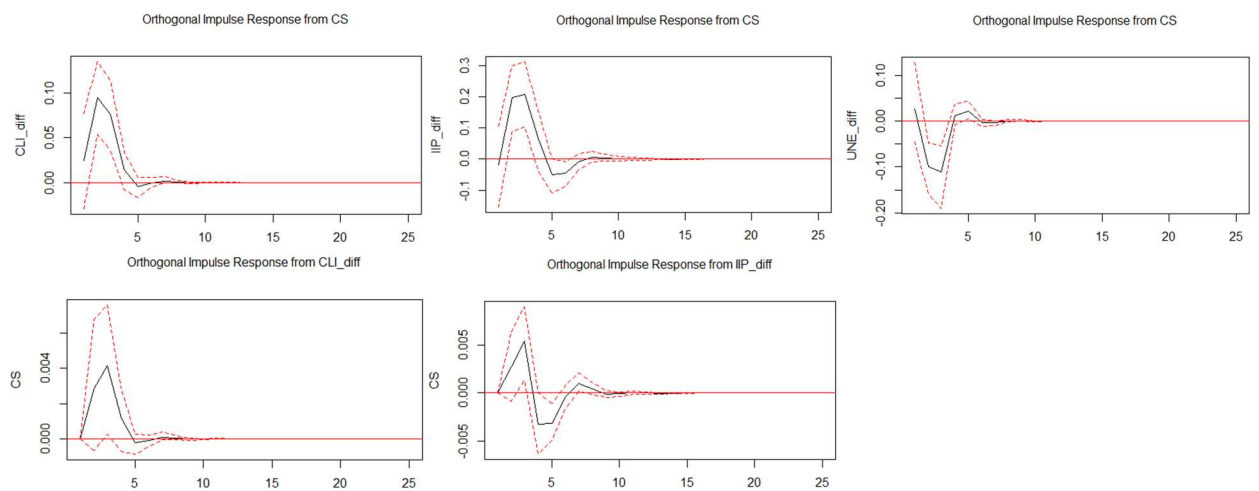


## 8 priedas. Priežastingų akcijų gražų ir makroekonominių rodiklių sąsajų atsako į impulsą funkcijų grafikai

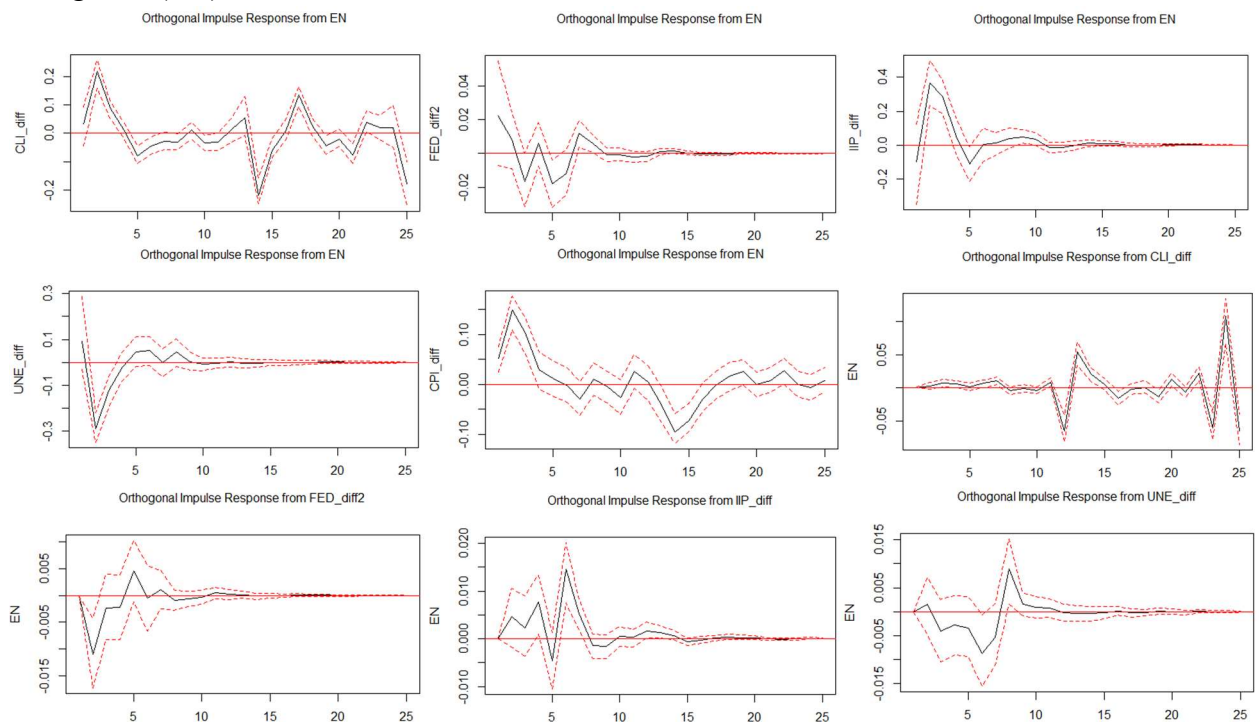
Telekomunikacijos (COM):



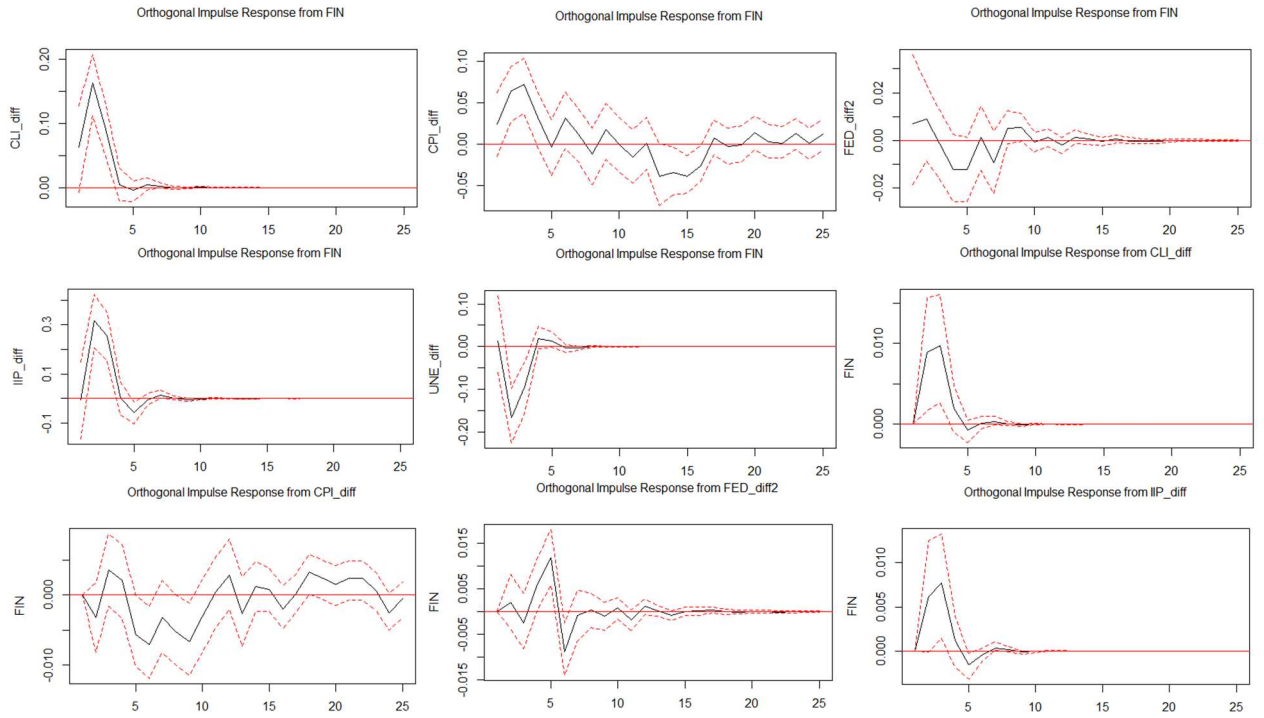
Kasdienio vartojimo prekės ir paslaugos (CS):



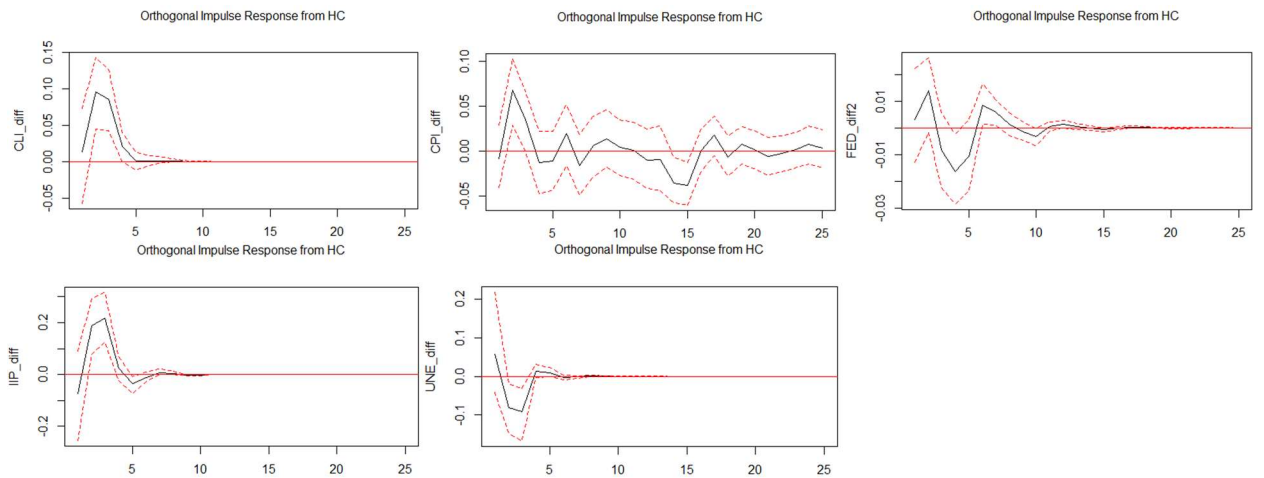
Energetika (EN):



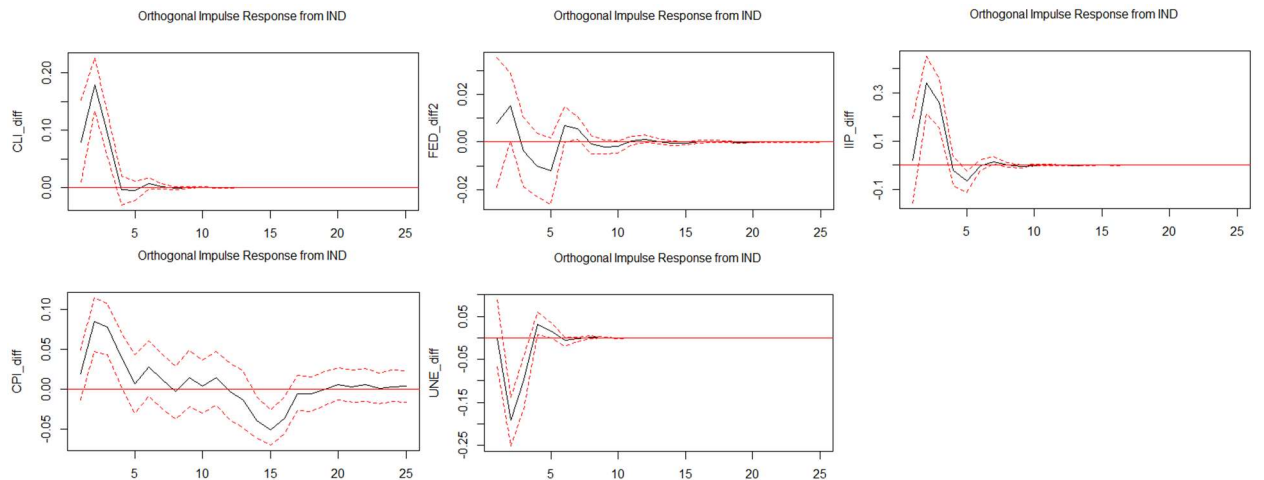
## Finansai (FIN):

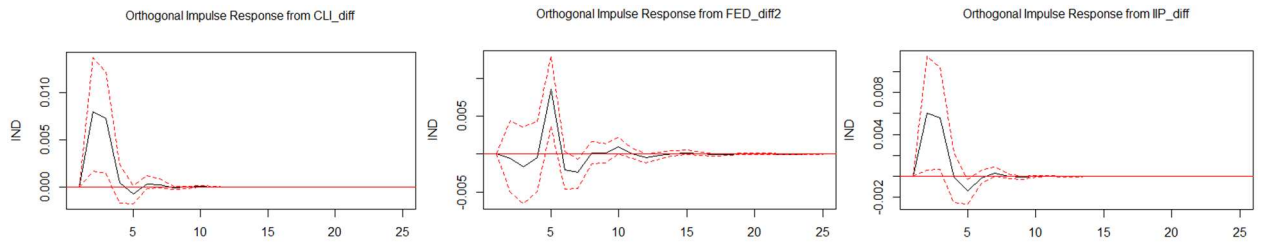


## Sveikatos priežiūra (HC):

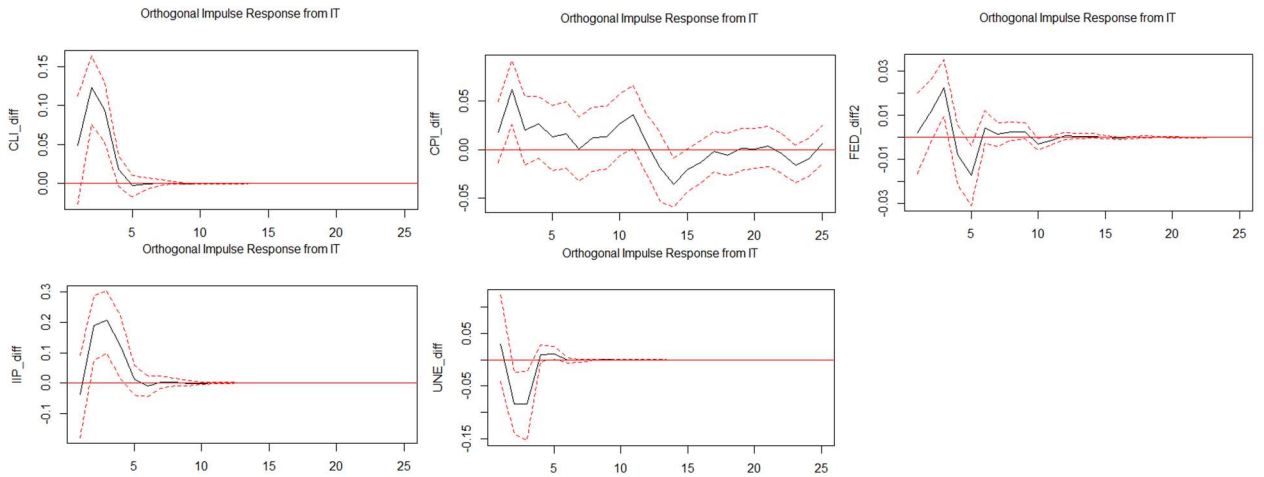


## Gamyba (IND):

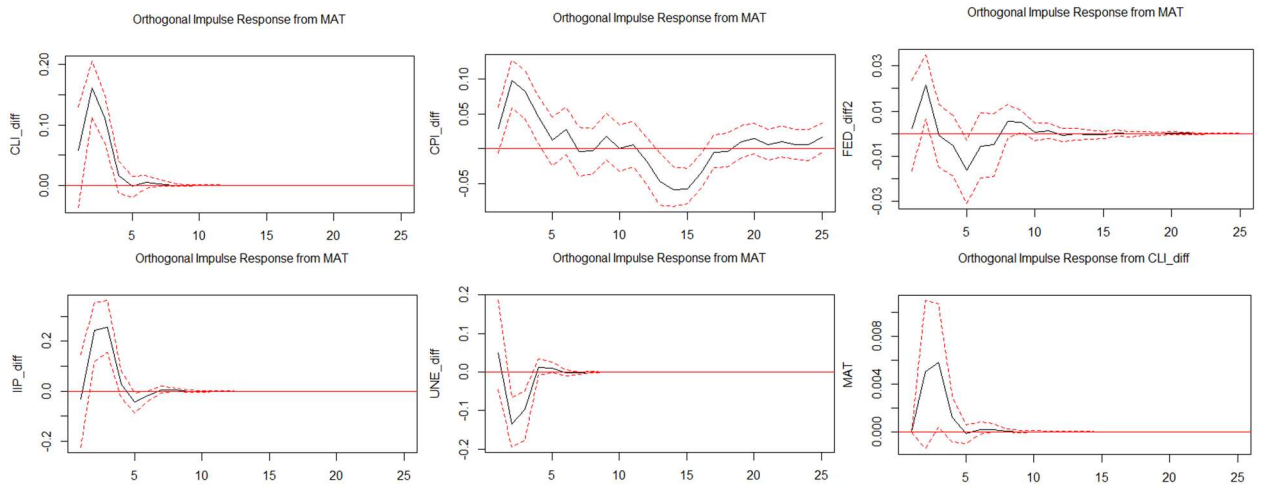




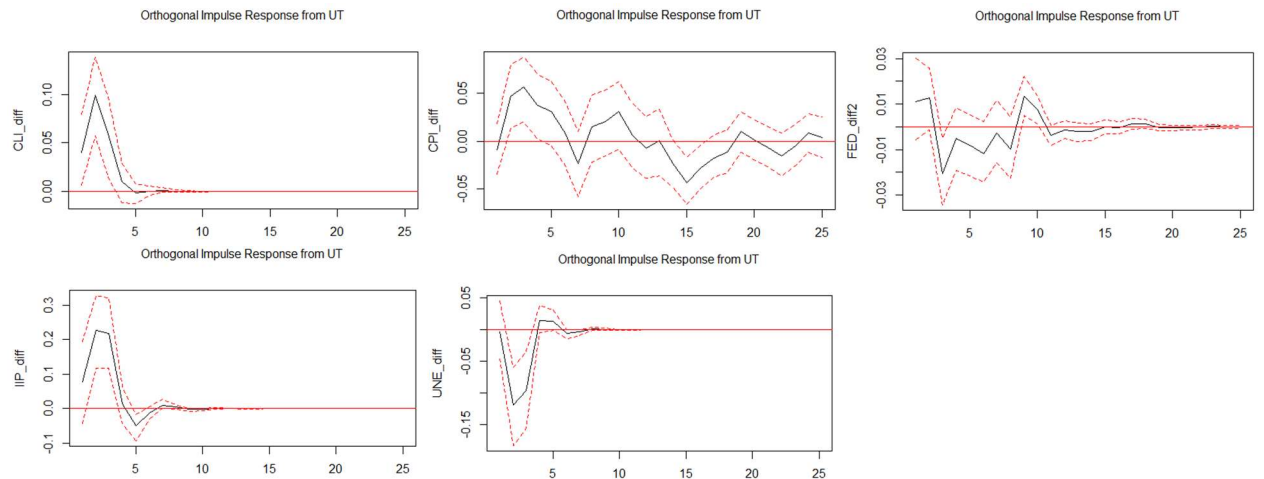
### Informacinės technologijos (IT):



### Žaliavos (MAT):

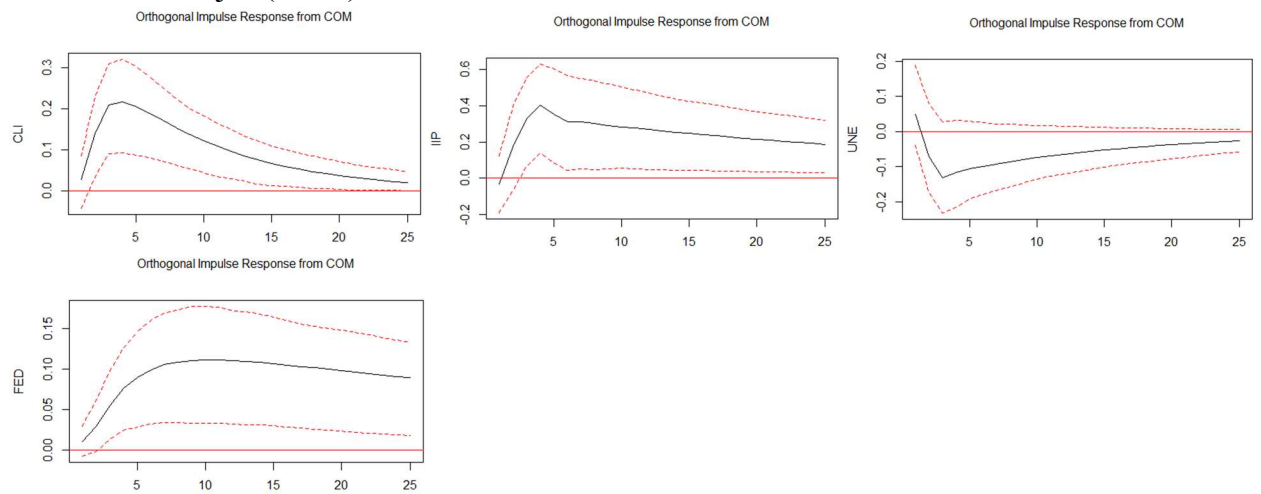


### Komunalinės paslaugos (UT):

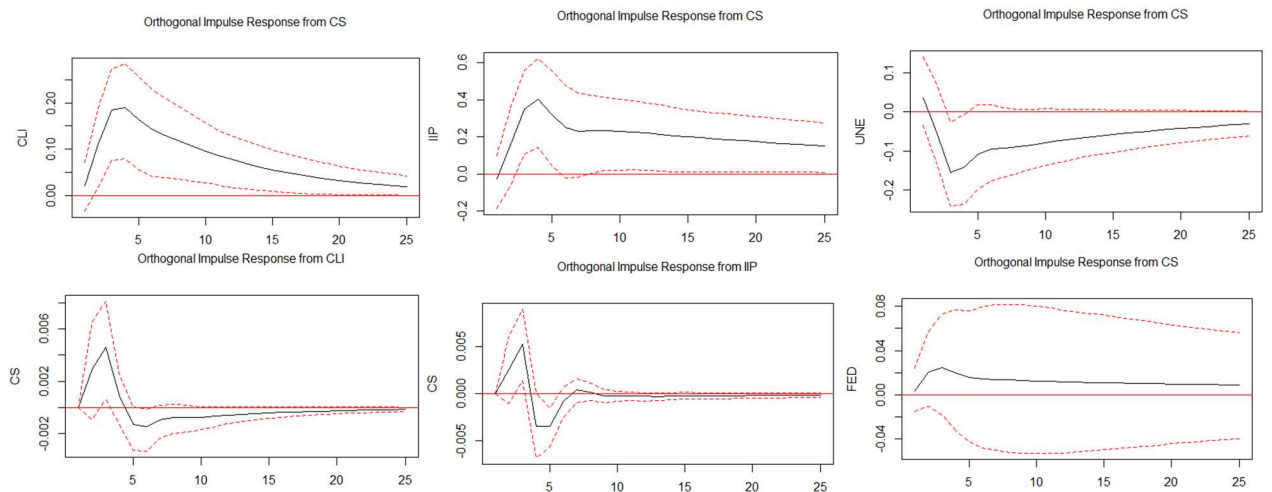


## 9 priedas. Priežastingų akcijų gražų ir makroekonominių rodiklių sąsajų TYDL atsako į impulsą funkcijų grafikai

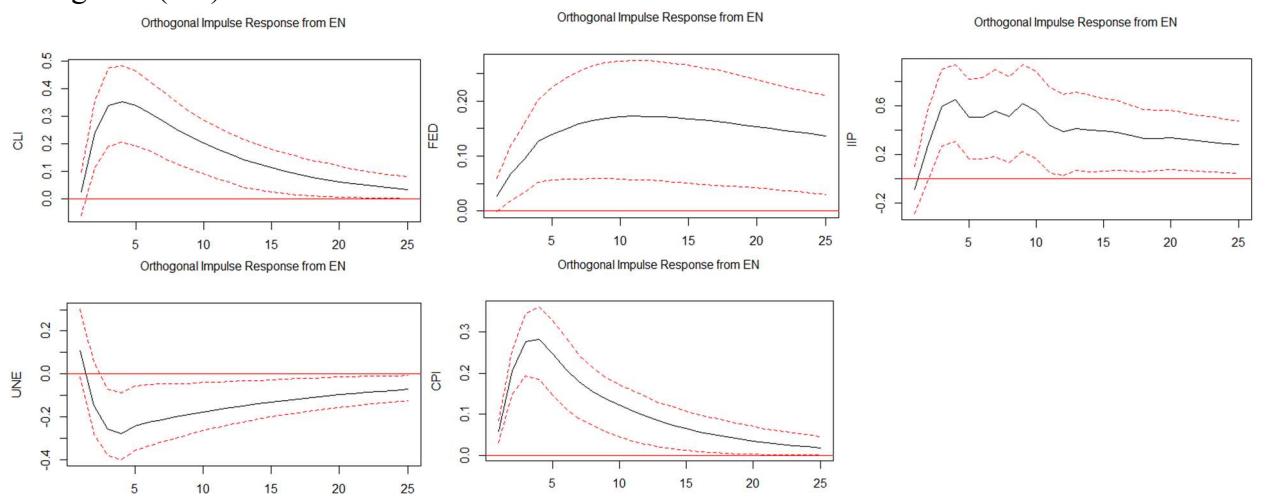
### Telekomunikacijos (COM):

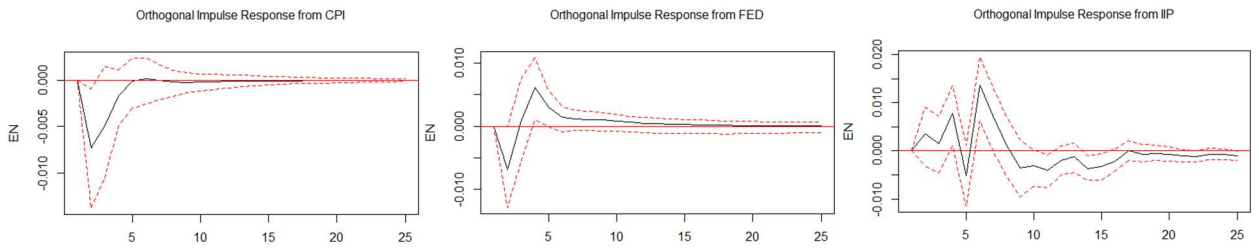


### Kasdienio vartojimo prekės ir paslaugos (CS):

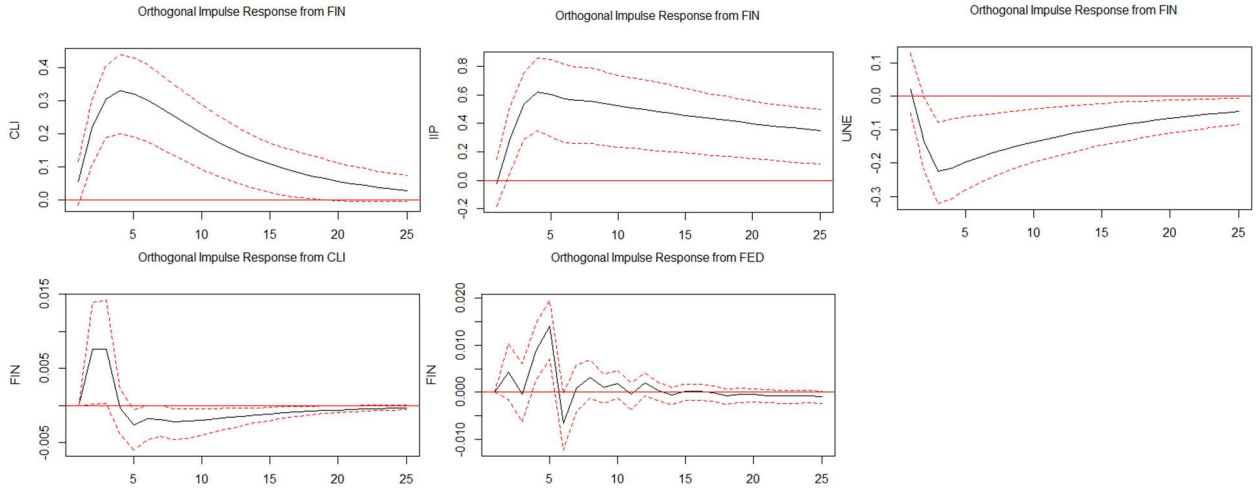


### Energetika (EN):

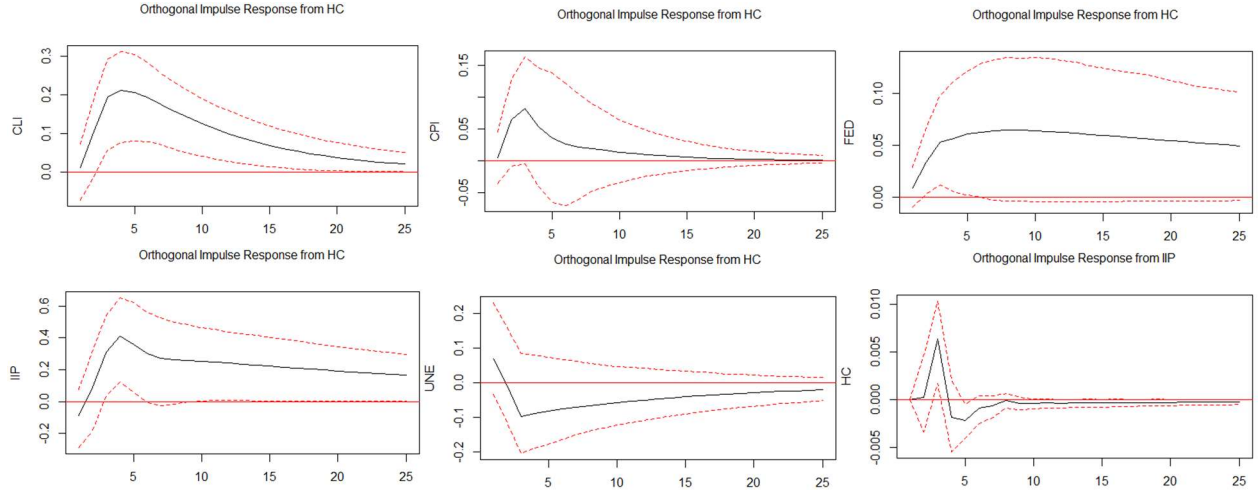




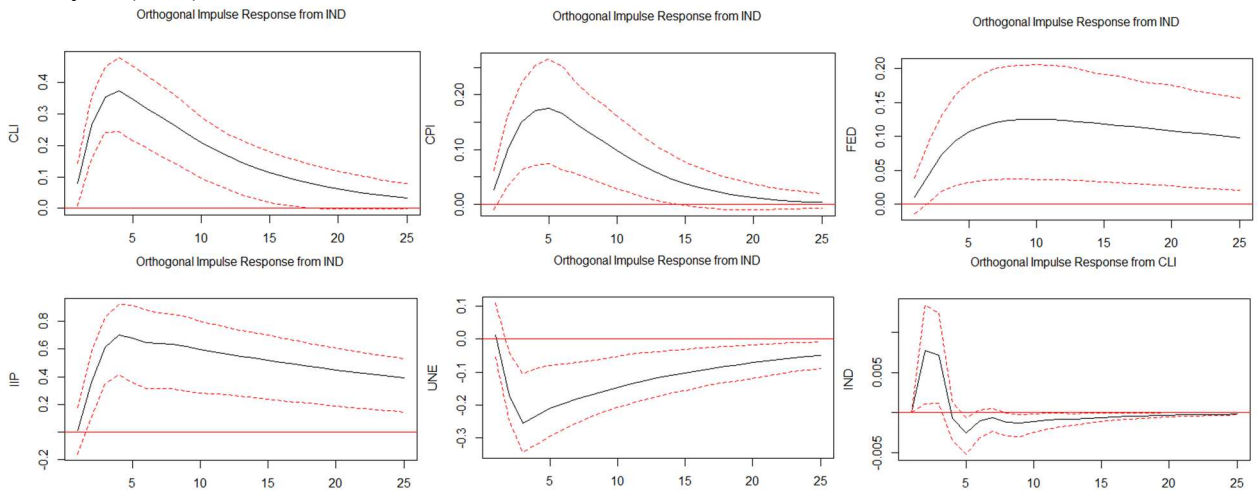
**Finansai (FIN):**



**Sveikatos priežiūra (HC):**



**Gamyba (IND):**

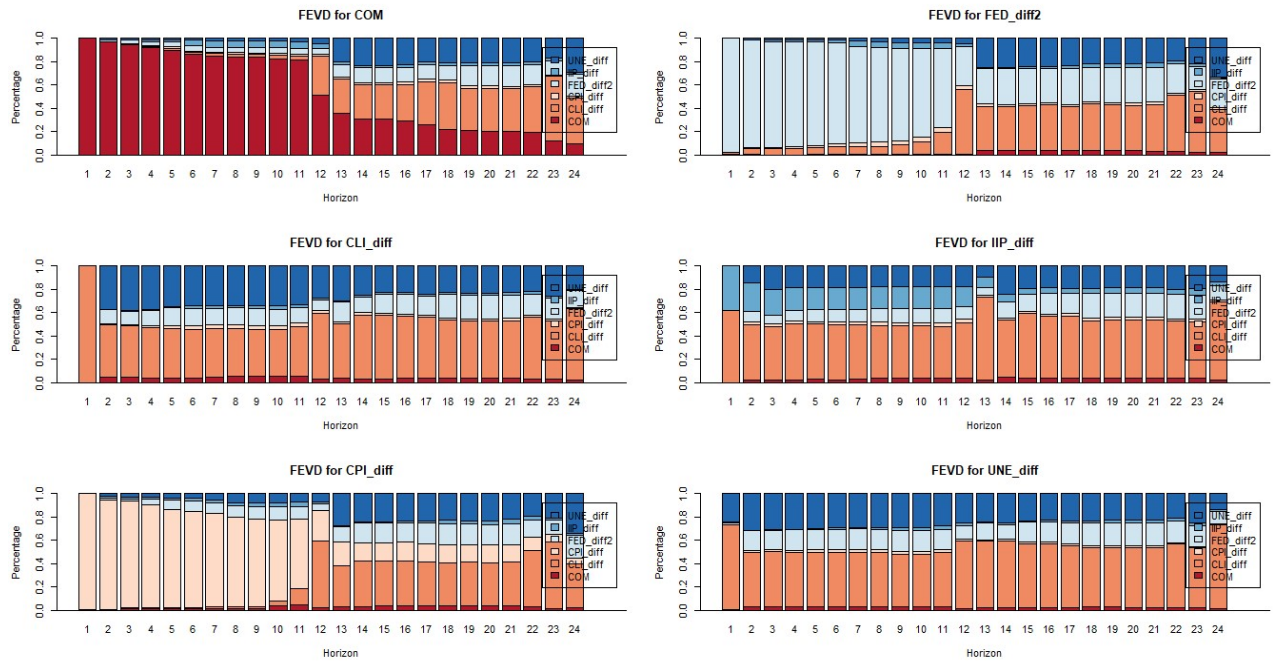




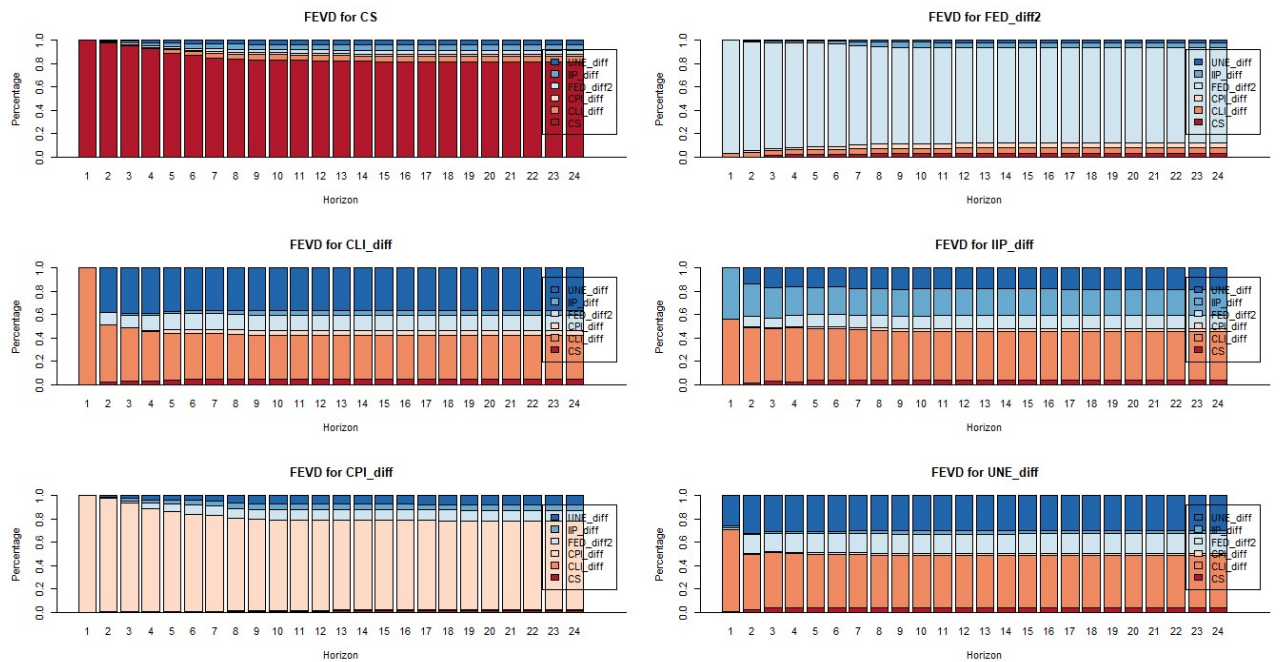


# 10 priedas. Prognozės paklaidų dekompozicijos grafikai

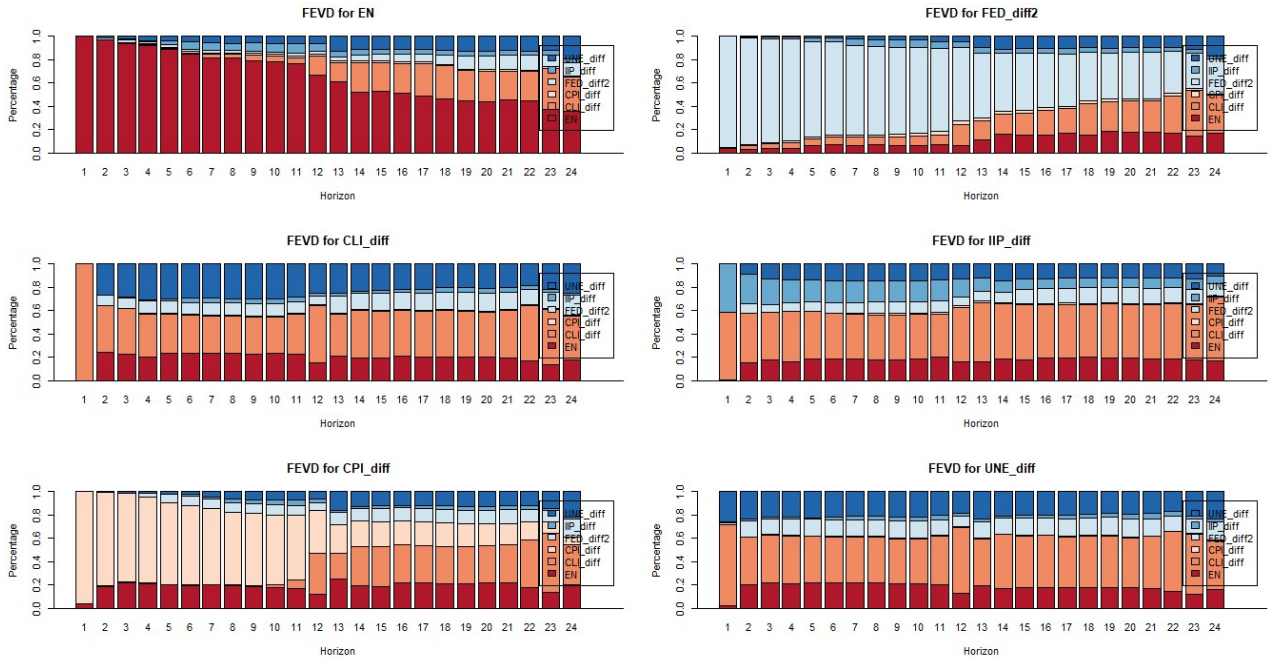
## Telekomunikacijos (COM):



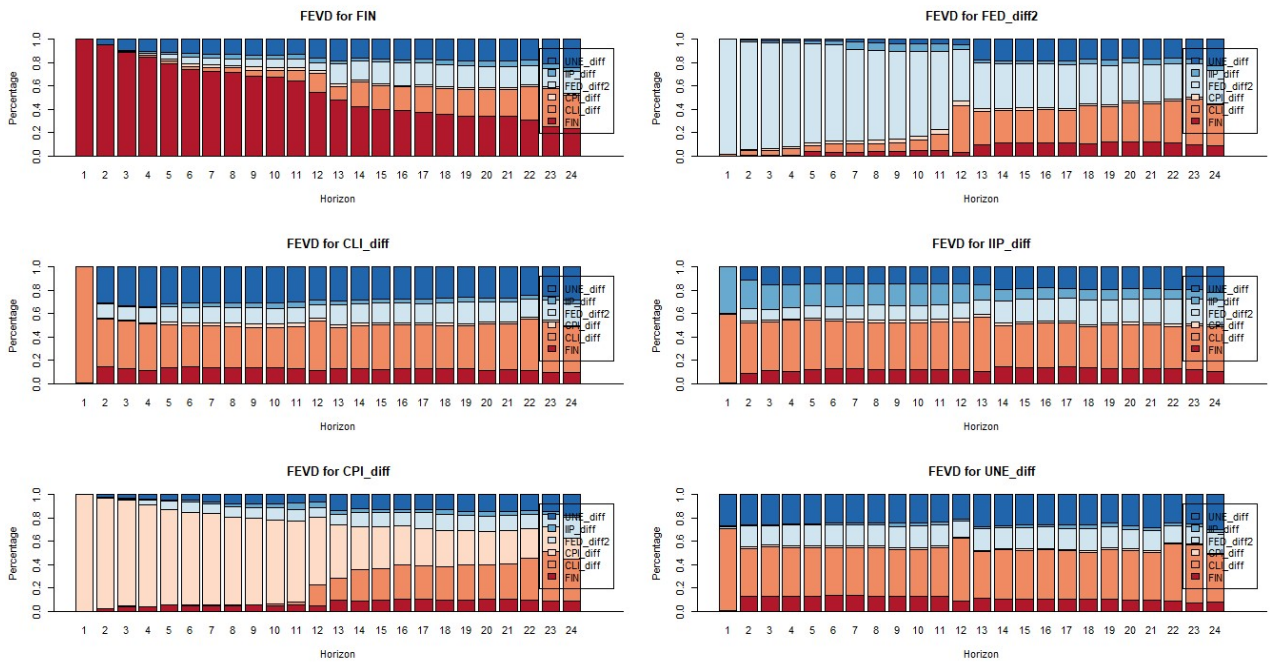
## Kasdienio vartojimo prekės ir paslaugos (CS):



## Energetika (EN):

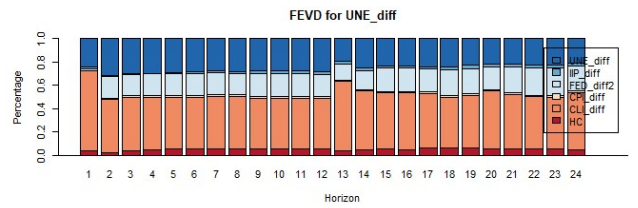
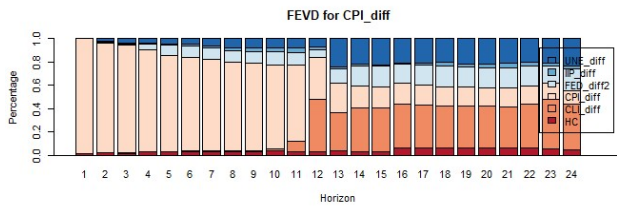
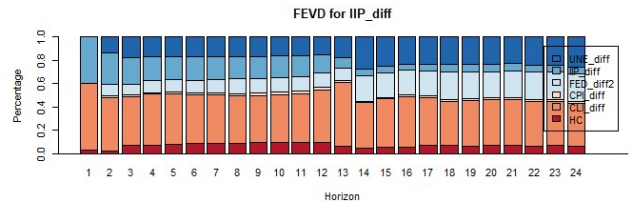
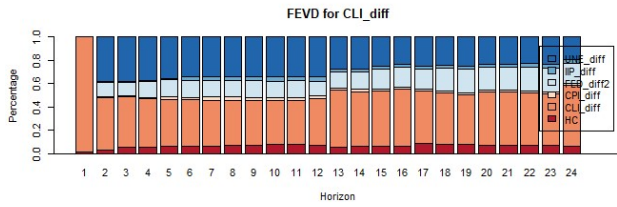
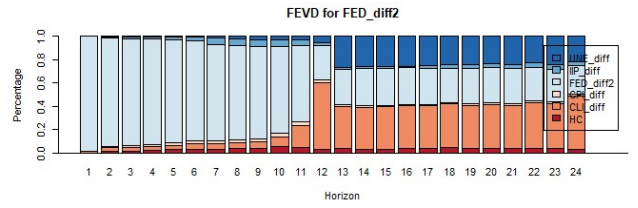
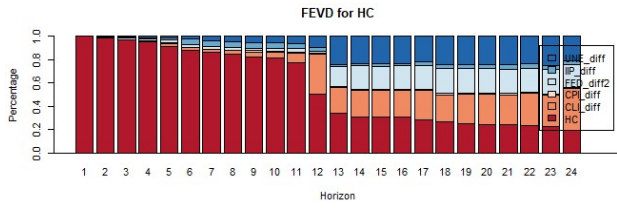


## Finansai (FIN):

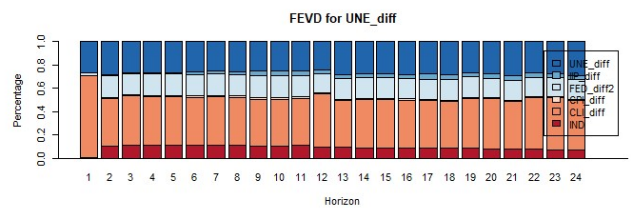
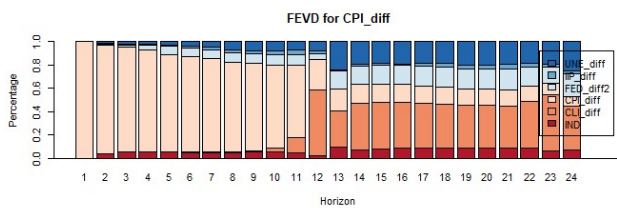
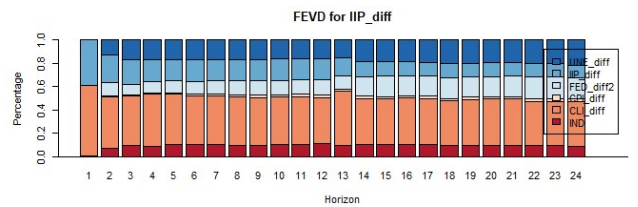
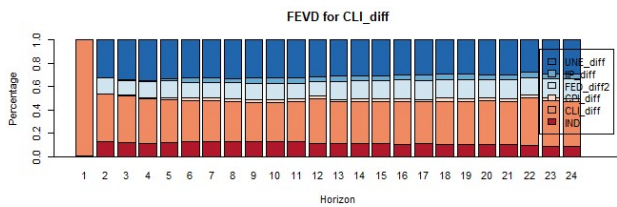
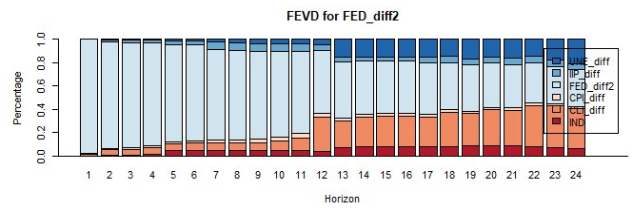
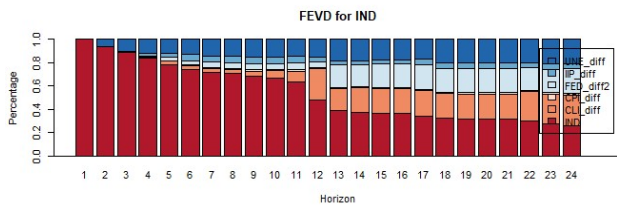




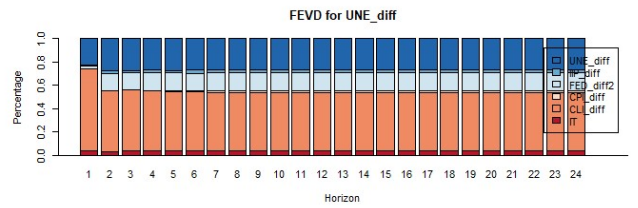
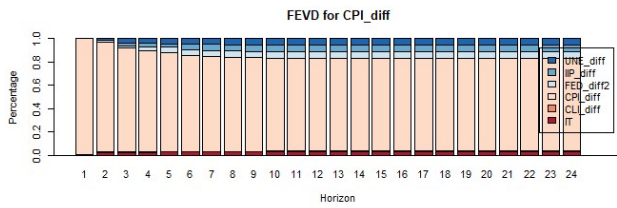
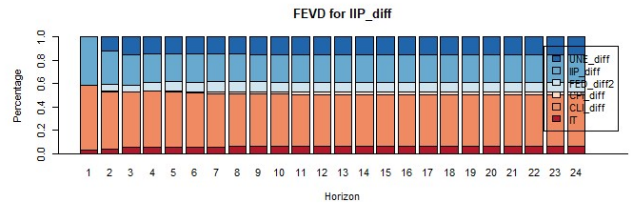
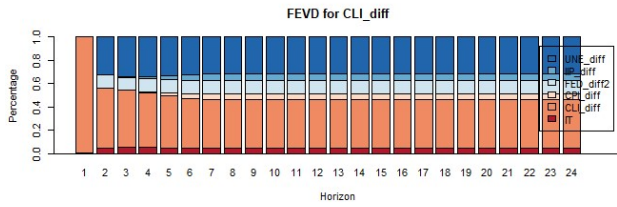
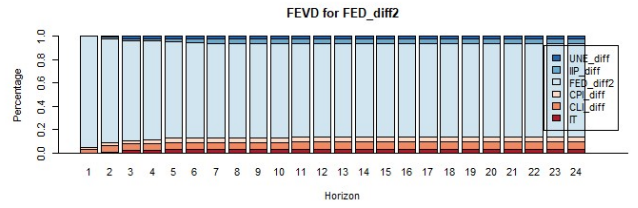
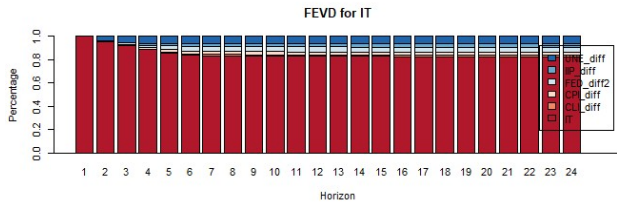
## Sveikatos priežiūra (HC):



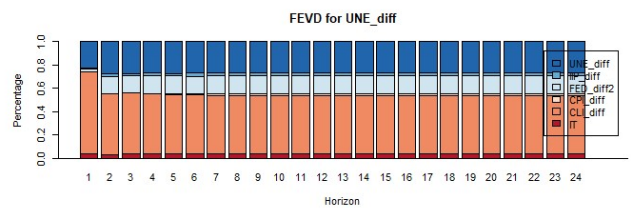
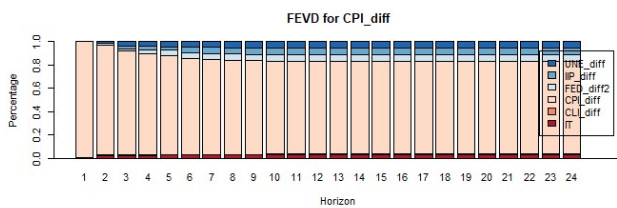
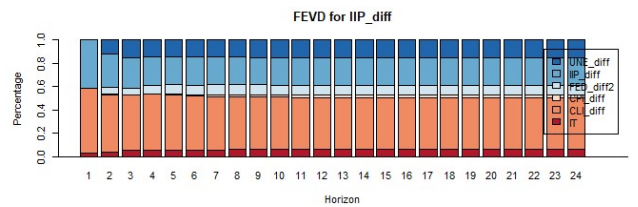
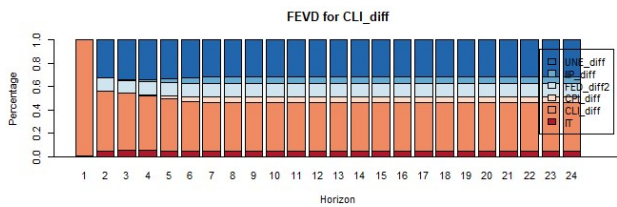
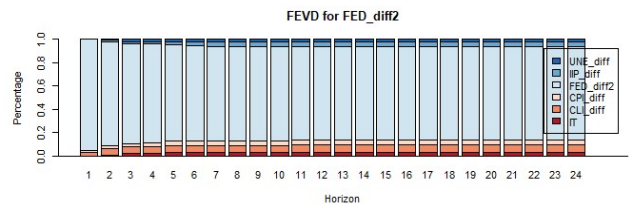
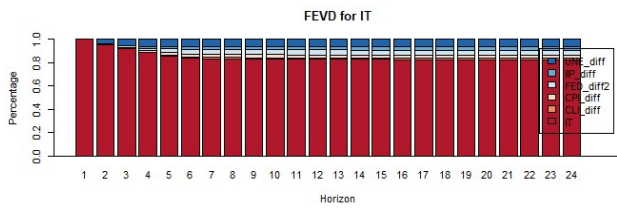
## Gamyba (IND):



## Informacinės technologijos (IT):



## Žaliavos (MAT):



# Komunalnēs paslaugos (UT):

