



Kauno technologijos universitetas
Matematikos ir gamtos mokslų fakultetas

Baltijos šalių ekonomikos ir NASDAQ OMX Baltic indekso cikliškumą sąsajos

Baigiamasis magistro studijų projektas

Robert Matulevič
Projekto autorius

prof. dr. Evaldas Vaičiukynas

Vadovas

prof. dr. Rytis Krušinskas

Vadovas

Kaunas, 2022



Kauno technologijos universitetas
Matematikos ir gamtos mokslų fakultetas

Baltijos šalių ekonomikos ir NASDAQ OMX Baltic indekso cikliškumų sąsajos

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

Robert Matulevič
Projekto autorius

prof. dr. Rytis Krušinskas
Vadovas

prof. dr. Evaldas Vaičiukynas
Vadovas

prof. dr. Daiva Dumčiuvienė
Recenzentė

doc. dr. Mindaugas Kavaliauskas
Recenzentas

Kaunas, 2022



Kauno technologijos universitetas

Matematikos ir gamtos mokslų fakultetas

Robert Matulevič

Baltijos šalių ekonomikos ir NASDAQ OMX Baltic indekso cikliškumų sąsajos

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.

Robert Matulevič

Patvirtinta elektroniniu būdu

Matulevič, Robert. Baltijos šalių ekonomikos ir NASDAQ OMX Baltic indekso cikliškumų sąsajos / vadovai prof. dr. Evaldas Vaičiukynas, prof. dr. Rytis Krušinskas; Kauno technologijos universitetas, Matematikos ir gamtos mokslų fakultetas.

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

Reikšminiai žodžiai: laiko eilutės, makroekonominiai kintamieji, akcijų rinkos, priežastingumas

Kaunas, 2022. 67 p.

Santrauka

Ryšio tarp akcijų rinkos ciklo ir ekonomikos ciklo tema tebeišlieka svarbi. Šalies lygiu galimybė prognozuoti akcijų rinkas ir ekonomikos ciklus gali padėti šalies vadovams sumažinti potencialius krizių padarinius. Nepaisant to, kad yra daug mokslinių straipsnių analizuojančių ryšį tarp verslo ciklo ir akcijų kintamumo, pakankamai mažai yra empirinių tyrimų, kuriuose būtų tiriamas akcijų rinkos ciklas, taip pat labai ribotas skaičius tyrimų, kuriuose būtų analizuojama Baltijos rinka. Šio darbo tikslas: ryšio tarp Baltijos šalių ekonomikos ciklo ir „NASDAQ OMX Baltic“ indekso ciklo, grąžų ir grąžų kintamumo nustatymas, pasitelkiant laiko eilučių analizės metodus. Iš pirmoje dalyje aprašytos ankstesnių empirinių tyrimų analizės matyti, kad daugumoje tyrimų skyrėsi priežastingumo rezultatai. Atlikus literatūros analizę galima teigti, kad populiariausias metodo ciklo aproksimacijai yra Hodrick'o – Prescott'o filtras, kuris bus naudojamas tyrime ciklo komponentei gauti iš BVP ir PPI duomenų. Tyrimo laikotarpis apima 2000–2020 m. Siekiant nustatyti priežastingumą tarp kintamųjų yra naudojama VAR metodologija ir TYDL testas priežastingumui patikrinti. Be TYDL priežastingumo, yra atliekama sekinių priežastingumo analizė. Gavus rezultatus, nustatyta, kad sekinių modelyje dauguma ryšių yra dvipusiai. Atlikus TYDL priežastingumo testus galima teigti, kad kiekvienai šaliai yra būdingas priežastingumas tarp ekonominio ciklo, išmatuoto BVP ir PPI ciklo komponente, ir „NASDAQ OMX Baltic“ grąžų ir egzistuoja bent vienas ryšys, kur akcijų indekso grąžos yra veikiamos ekonomikos ciklo. „NASDAQ OMX Baltic“ indeksas veikia ekonomikos ciklą ir tai galioja kiekvienai tiriamajai šaliai. Tarp indekso grąžų kintamumo ir ekonomikos ciklo nėra vienodo ryšio: individualiai kiekvienos šalies rezultatai skiriasi.

Robert Matulevič. Relationship between NASDAQ OMX Baltic Index and Economic Cycles in Baltic States / supervisors prof. dr. Evaldas Vaičiukynas, prof. dr. Rytis Krušinskas; Faculty of Mathematics and Natural Sciences, Kaunas University of Technology.

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

Keywords: time series, macroeconomic variables, stock market, causality.

Kaunas, 2022. 67 p.

Summary

The importance of the topic on the relationship between stock market cycle and economic cycle is undiminished. On the country level the ability to predict both stock market and economic cycles can assist policymakers with minimising the potential impact of crises. There has been a large number of studies regarding business cycles or stock market volatilities, although there are few studies on stock market cycle and few case studies regarding Baltic market. The goal of the research is to identify possible relationships between economic cycle and "NASDAQ OMX Baltic" stock market cycle, stock market return, stock market volatility. Analysis of previous empirical studies in the first part of the research reveals that there are no strict rules whether a business cycle is affected by stock market cycle or vice versa. Literature review regarding most common empirical research proves that there are different tools for approximation of a cycle component. Hodrick – Prescott is used in the study to extract a cyclical component from Gross Domestic Product or Industrial Production Index. The empirical research is carried out for the period 2000–2020. The methodology of the research is described in second part of the study. In order to detect a relationship between the variables, VAR methodology is used in TYDL Causality. Aside from TYDL causality, panel causality test developed by Hurlin Dumitrescu is used. The results of the study are presented in the third part. The results show that in panel model most of the relationships are bidirectional. For each country the causality between economic cycle measured by GDP or IP and "NASDAQ OMX Baltic" returns exists in at least unidirectional form where stock returns are caused by economic cycle. "NASDAQ OMX Baltic" cycle causes economic cycle and it holds for each Country used in the study. Although the results regarding stock market volatility and economic cycle vary across researched countries.

Turinys

Lentelių sąrašas	7
Paveikslų sąrašas	8
Santrumpų ir terminų sąrašas	9
Įvadas.....	10
1. Ryšio tarp verslo ciklų ir akcijų rinkų ciklinių svyravimų literatūros apžvalga	11
1.1. Verslo ciklų ir akcijų ciklinių svyravimų teoriniai aspektai.....	11
1.2. Ryšio tarp akcijų rinkų kintamumo ir ekonomikos ciklų teoriniai aspektai.....	16
1.3. Moksliniuose tyimuose taikoma metodologija	20
1.4. Apibendrinimas	23
2. Ryšio tarp verslo ciklų ir akcijų rinkų ciklinių svyravimų tyrimo metodika	26
2.1. Tyrimo eiga	26
2.2. Hodrick Prescott filtras.....	26
2.3. Stacionarumas ir Grangerio priešastingumas	27
2.4. Empiriniam tyrimui naudojamų duomenų paruošimas	31
3. Ryšio tarp verslo ciklų ir akcijų rinkų ciklinių svyravimų tyrimo rezultatai.....	36
3.1. NASDAQ OMX Baltic indeksas ir ekonominis ciklas	36
3.2. Ryšys tarp „OMX Vilnius“ indekso ir ekonominio ciklo	36
3.3. Ryšys tarp „OMX Riga“ indekso ir ekonominio ciklo.....	41
3.4. Ryšys tarp „OMX Tallinn“ indekso ir ekonominio ciklo.....	45
3.5. Ryšio tarp „NASDAQ OMX Baltic“ indekso ir ekonominio ciklo rezultatų apibendrinimas.	51
Išvados	53
Literatūros sąrašas	55
Priedai.....	60
1 priedas. PPI, BVP, NASDAQ OMX Baltic maksimalūs ir minimalūs augimai	60
2 priedas. Rodiklių grafikai	62
3 priedas. ADF testo rezultatai.	66
4 priedas. VAR modelio specifikacija.....	67

Lentelių sąrašas

1 lentelė. Tyrimų apžvalga. Ekonomikos ciklo rodikliai.....	16
2 lentelė. Tyrimų apžvalga. Literatūros apžvalga. Rodikliai kintamumui įvertinti.....	20
3 lentelė. Tyrimų apžvalga.....	23
4 lentelė. Duomenų apžvalga.....	32
5 lentelė. Sekinių analizės priešastingumo testo rezultatai.....	36
6 lentelė. TYDL priešastingumo testo rezultatai. Lietuva.....	36
7 lentelė. TYDL priešastingumo testo rezultatai. Latvija.....	41
8 lentelė. TYDL priešastingumo testo rezultatai. Estija.....	45
9 lentelė. Ryšių ženklai.....	51

Paveikslų sąrašas

1 pav. Verslo ciklų priklausomybė laike.....	11
2 pav. Vidutinė ciklų trukmė.....	12
3 pav. Tyrimo eiga.....	26
4 pav. IRF grafikas.....	30
5 pav. Pramonės produkcijos indekso dinamika Baltijos šalyse.....	32
6 pav. Pramonės produkcijos indekso ciklo komponentės dinamika Baltijos šalyse.....	33
7 pav. BVP dinamika Baltijos šalyse.....	34
8 pav. BVP ciklo komponentės dinamika Baltijos šalyse.....	34
9 pav. „NASDAQ OMX Baltic“ vietinių indeksų dinamika Baltijos šalyse.....	35
10 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, PPI ciklas → akcijų indekso grąža, Lietuva.....	37
11 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų indekso grąža → BVP ciklas, Lietuva.....	37
12 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų indekso grąža, Lietuva.....	38
13 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → PPI ciklas, Lietuva.....	39
14 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → BVP ciklas, Lietuva.....	39
15 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumas → BVP ciklas, Lietuva.....	40
16 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų indekso grąža → PPI ciklas, Latvija.....	41
17 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, PPI ciklas → akcijų indekso grąža, Latvija.....	42
18 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų indekso grąža, Latvija.....	42
19 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → PPI ciklas, Latvija.....	43
20 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → BVP ciklas, Latvija.....	43
21 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų ciklas, Latvija.....	44
22 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumas → PPI ciklas, Latvija.....	44
23 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumas → BVP ciklas, Latvija.....	45
24 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų indekso grąža → PPI ciklas, Estija.....	46
25 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, PPI ciklas → akcijų indekso grąža, Estija.....	46
26 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų indekso grąža → BVP ciklas, Estija.....	47
27 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų indekso grąža, Estija.....	47
28 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → PPI ciklas, Estija.....	48
29 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, PPI ciklas → akcijų ciklas, Estija.....	48
30 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → BVP ciklas, Estija.....	49
31 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumas → PPI ciklas, Estija.....	49
32 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų kintamumas, Estija.....	50
33 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumas → BVP ciklas, Estija.....	50

Santrumpų ir terminų sąrašas

Santrumpos:

BVP. – bendrasis vidaus produktas;

ADF. – Dickey-Fullerio testas (angl. *Augmented Dickey-Fuller test*);

PPI. – Pramonės produkcijos indeksas;

VAR. – Vektorinė autoregresija;

MIDAS. – Skirtingo dažnio duomenų (angl. *Mixed Data Sampling*);

GARCH. – Vektorinė autoregresija;

ARCH. – Autoreregresinė sąlyginis heteroskedastiškumas;

VKI. – Vartotojų kainų indeksas;

TYDL. – Todo'os – Yamamoto'os – Dolado – Lutkepohl priešastingumo testas;

IRF. – Reakcijos į impulsus funkcija (angl. *Impulse Response Function*);

HP. – Hodrick'o – Prescott'o filtras.

Ivadas

Ryšio tarp akcijų rinkų ir verslo ciklų tema yra nenauja, tačiau nepaisant to, tebeišlieka aktuali, tiek akademiniam pasaulyje, tiek ekonomikos valdyme valstybės lygmeniu. Stebint pasaulio aktualijas COVID-19 sukelta pandemija paveikė ir akcijų rinkas ir daugelio šalių ekonominę augimą. Šalies lygmeniu tai galėtų leisti prognozuoti verslo ciklus ir signalizuoti apie savalaikį įsikišimą. Tai galėtų padėti sumažinti krizės padarinius, kadangi akcijų kainos yra skelbiamos realiu laiku, kai tuo tarpu makroekonominiai duomenys yra skelbiami retrospektyviai, mėnesio arba ketvirčio dažnumu. Akcijų rinka svarbi ne tik politiniu aspektu, ji taip pat svarbi investicinių sprendimų priėmėjams. Investuotojai stebi rinką, teigiami lūkesčiai apie būsimus dividendus ir pajamas didina akcijų kainą, kurios pokytis yra lydimas išaugusių investicijų ir teigiamos ekonominės konjunktūros, o tai atspindi išaugęs vartojimas. Yra teigiama, kad bet koks nukrypimas nuo prognozuojamos tikėtinos reikšmės gali net reikšmingai paveikti akcijų rinką. Pavyzdžiui, neretai minima, kad JAV akcijų rinkai be palūkanų normos, infliacijos ir socialinių-ekonominių reiškinių, yra svarbūs šie rodikliai: naujų darbo vietų skaičius, pirkimo vadybininkų indeksas (angl. *Purchasing Managers' Index*).

Vieni pirmųjų akcijų rinkos ir verslo ciklo ryšį tyrinėjo Schwert'as ir Hamilton'as [1, 2]. Šiuose darbuose buvo tiriami ne akcijų kainų arba indekso vertės, o jų kintamaumas. Naujesni tyrimai taip pat labiau orientuoti į akcijų rinkų kintamumą, o ne į ciklišumą [3]. Galima teigti, kad mokslinėje literatūroje nedaug yra akcentuojama apie akcijų rinkų ciklišumą. Pavyzdžiui, akcijų rinkų ciklišumas buvo nagrinėjamas You [4], Uribe'ės [5], Harman'o [6], tačiau dar mažiau yra mokslinės literatūros apie empirinius tyrimus, kuriuose verslo ciklišumas būtų siejamas su akcijų rinkų ciklais ir būtų ieškoma sąsajų tarp šių reiškinių [7]. Taigi būtų tikslinga moksliniame tyrime plėtoti šią problemą.

Tyrimo tikslas: Ryšio tarp Baltijos šalių ekonomikos ciklo ir „NASDAQ OMX Baltic“ indekso ciklo, grąžų ir grąžų kintamumo nustatymas, pasitelkiant laiko eilučių analizės metodus.

Uždaviniai:

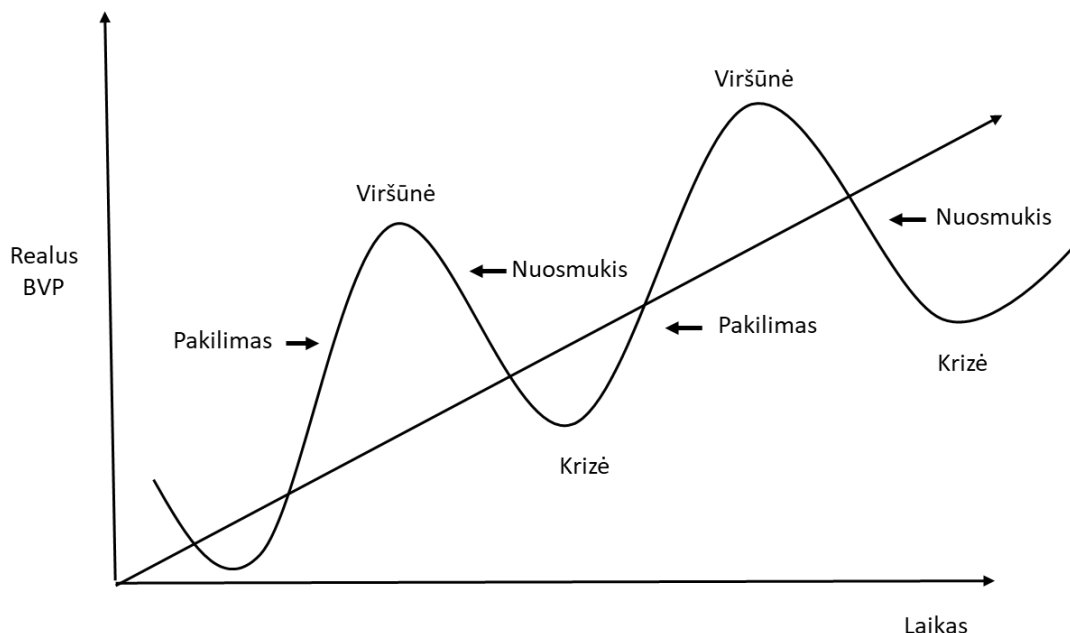
1. išnagrinėti akcijų rinkų cikliškumą, ekonomikos ciklų teorinius aspektus ir metodologiją akademinėje literatūroje, išskirti mokslinėje literatūroje naudojamą metodologiją ryšiams tarp ekonominių reiškinių įvertinti bei makroekonominius kintamuosius verslo ciklui apibrėžti, išnagrinėti akcijų grąžų kintamumo ir ekonomikos ciklo teorinius aspektus;
2. paruošti duomenis iš verslo pusės (BVP ir PPI ciklas) ir iš akcijų (akcijų kainų ciklas, akcijų grąžos ir akcijų grąžų kintamumas);
3. ištirti tiesinį ryšį individualioms šalims;
4. ištirti tiesinį ryšį visoms šalims (sekinių analizė);
5. apibendrinti ir palyginti tarpusavio ryšio rezultatus, nustatytus skirtingais metodais.

1. Ryšio tarp verslo ciklų ir akcijų rinkų ciklinių svyravimų literatūros apžvalga

1.1. Verslo ciklų ir akcijų ciklinių svyravimų teoriniai aspektai

Ekonominiai ciklai nepasižymi reguliariu šablonu, dėl to ciklo padėties nustatymas yra pakankamai sudėtingas uždavinys. Teoriniu požiūriu egzistuoja 4 verslo ciklai, kuriems įvertinti dažnai literatūroje naudojamas realus BVP pokytis.

1. Nuosmukis (recesija) įvyksta esant neigiamam realaus BVP augimui bent 2 ketvirčius. Krenta vartojimas ir investicijos, didėja taupymas. Recesijai taip pat yra būdingas infliacijos sumažėjimas, vertybinių popierių kainos kritimas.
2. Pakilimas (ekspansija). Įmonės didina investicijas ir išlaidas, auga gamybos apimtys, vartojimas, pardavimų pajamos, mažėja nedarbo lygis, sukuriama vis daugiau darbo vietų. Prieš pat pakilimą akcijų rinkos paprastai pradeda atsigauti po recesijos. Yra užfiksuojamas, kai realus BVP pokytis yra teigiamas bent 2 vieną po kito sekančius ketvirčius. Be to, esant ekspansijai paprastai kyla infliacija.
3. Viršūnė – aukščiausias ekonominio pakilimo taškas. Aukščiausios gamybos apimtys, nedarbas tampa minimalus.
4. Kritimas (krizė) - tai žemiausias ekonominio nuosmukio taškas. Krizei būdingi yra verslo subjektų bankrotai, aukštas nedarbo lygis, žemos investicijos ir vartojimas. Po šios fazės seka pakilimas.



1 pav. Verslo ciklų priklausomybė laike. Sudaryta autoriaus, remiantis [8] šaltiniu.

Taigi galima teigti, kad ekonomikos cikliškumo elgseną be BVP leistų įvertinti šie makroekonominiai rodikliai: PPI, nedarbo lygis, infliacijos lygis (VKI). Nepaisant to, kad PPI yra laikomas BVP sudedamąja dalimi, pasak Burns'o [9] šio rodiklio svarba yra ta, kad jis pakankamai anksti leidžia

prognozuoti verslo ciklo stadijos pasikeitimą, – tai labiausiai būdinga krizės pabaigai ir prasidedančiai ekspansijai.

Tačiau VKI vertinimas ekonomikos ciklo kontekste gali būti dviprasmiškas, kadangi esant 2009–2020 m. ekspansijai, infliacijos lygis išliko santykinai žemas.

Verslo ciklo trukmė labai priklauso nuo šalies fiskalinės ir monetarinės politikos, išsivystymo lygio, technologijų. Teigiama, kad silpniau išsivysčiusios šalys paprastai turi trumpesnį verslo ciklo negu pažengusios valstybės. Taip pat yra būdingas skirtumas tarp ekspansijos ir nuosmukio: kylančių regionų valstybėse ekspansijos laikotarpis yra trumpesnis arba sutampa su nuosmukio laikotarpiu [10].

Skirtingą išvadą galime ištraukti remiantis 2 pav. Galima pastebėti, kad vidutiniškai labiausiai pažengusių šalių verslo ciklai trunka nuo 4-9 m.

(mėnesiai)			
<i>Šalis</i>	<i>Recesijos</i>	<i>Ekspansijos</i>	<i>Ciklai</i>
Australija	15	65	80
JAV	12	51	63
Jungtinė Karalystė	14	45	59
Vokietija	24	77	101
Naujoji Zelandija	14	32	46

2 pav. Vidutinė ciklų trukmė. Sudaryta autoriaus, remiantis [11] šaltiniu

Akcijų kainų analizė ir prognozavimas yra vienas svarbesnių uždavinių verslo atstovams, investuotojams, politikams, kadangi šis rodiklis greičiau atspindi situaciją ekonomikoje nei makroekonominiai rodikliai arba finansinės ataskaitos, kurios yra skelbiamos dažniausiai kas ketvirtį. Burns'o [9] teigimu, akcijų indeksas yra vienas iš tų rodiklių, kuris anksčiausiai signalizuoja apie ateinančią recesiją/atsigavimą. Tai yra pagrindžiama tuo, kad akcijų rinkos anksčiau atspindi informaciją apie pajamas, tuo tarpu ekonominiai rodiklių informacija paprastai yra vėluojanti. Panašų išvadą priėjo ir Stundzienė [12], tyrinėjusi veiksnius, darančius įtaką ekonominiam ciklui Lietuvoje. Pasak autorės, ekonominio ciklo dinamiką lenkia akcijų rinkos dinamika.

Literatūroje verslo cikliškumo ir akcijų rinkų ciklinių svyravimų problematika yra gana aktuali, tačiau kur kas dažniau yra akcentuojama, kaip akcijų rinkos yra veikiamos makroekonominių veiksnių, o ne atvirkščiai [3]. Visgi ne mažesnę reikšmę turi ir atvirkštinio ryšio svarba, kadangi disponuojant mažesnio dažnio duomenimis, galima identifikuoti verslo ciklo pradžią arba pabaigą.

Yra pagrindo manyti, kad vis dėlto egzistuoja priežastinis ryšys tarp verslo ciklo ir akcijų rinkų svyravimo. Autorių teigimu, tyrinėjant Kanados, Japonijos, Didžiosios Britanijos ir JAV 1990-01–2011-12 indeksų svyravimus buvo užfiksuota, kad Didžiosios Britanijos ir Kanados atveju egzistuoja reikšmingas dvipusis ryšys tarp verslo cikliškumo ir akcijų rinkų ciklinių svyravimų ikikriziniu laikotarpiu, o JAV ir Japonijos atveju ryšys yra stipriausias esant krizei [3]. Taigi JAV ir Japonijos akcijų rinkoms ir kita vertus ekonomikos pakilimui (perkaitimui) arba krizei yra būdingas dvipusis ryšys, tuo tarpu Didžiosios Britanijos ir Kanados praktika rodo, kad priežastinis ryšys yra sąlygotas

„ikikriziniu“ laikotarpiu, o šokai (pakilimas arba nuosmukis) nesustiprina šio ryšio. Choudhry et al. akcijų rinkos svyravimą apibrėžė kaip pasirinktos šalies akcijų indekso, pavyzdžiui Nikkei 25, grąža – logaritmuotas t -ojo ir $(t-1)$ -ojo laikotarpių indekso verčių santykis. Tuo tarpu verslo ciklo svyravimui įvertinti buvo pasirinktas logaritmuotas pramonės produkcijos indekso pokytį. Taigi duomenys buvo procentais aproksimuoti logaritmuojant. Taip pat šiame moksliniame straipsnyje akcentuojama ir netiesiškumo problema. Pasak autoriaus būtina įvertinti netiesiškumą, kadangi dažnu atveju esant krizei dvipusis poveikis yra stipresnis ir dėl šios priežasties didėja akcijų indeksų svyravimai, kaip tai buvo Japonijos ir JAV šalių atveju. Hipotezei patikrinti, buvo sudarytas vektorinės autoregresijos (VAR) modelis, vėlavimus parenkant pagal AIC (Akaike informacijos kriterijų), tuo tarpu netiesiniam priežastingumui yra skaičiuojamos sąlyginės tikimybės.

Choudhry et al. [3] (dar viename) straipsnyje aprašė priežastingumą tarp JAV ir ES šalių pramonės produkcijos indekso. Kaip ir [3], kai buvo įvertintas ir persiliejo efektas (angl. spillover effect), šis straipsnis patvirtino hipotezę, kad pokriziniu laikotarpiu (nuo 2007 m.) pagal tiesinį Grangerio testą visoms ES šalims yra statistiškai reikšmingas persiliejo efektas, o netiesinio visoms, išskyrus Prancūziją, Vokietiją ir Graikiją.

Schwert'as [1] pastebi, kad akcijų rinkos yra jautrios finansinėms krizėms ir jų svyravimai auga esant krizei. Jis nagrinėjo 1834–1987 JAV akcijų rinkų svyravimus. Šiame tyrime buvo panaudotas autoregresinis modelis, kur akcijų grąža buvo priklausomas kintamasis, o grąža nuo $(t-1)$ iki $(t-12)$ vėlavimo ir kokybinis kintamasis, apibrėžiantis mėnesį, nepriklausomais kintamaisiais. Pasak autoriaus akcijų kainų svyravimai auga tuomet, kai akcijų kainos krenta, t.y. recesijos metu, prieš pat recesiją (perkaitimo laikotarpiu), arba po didelės krizės. Taip pat akcentuoja, kad akcijų grąžos ir pramonės produkcijos indekso st. nuokrypiai yra didesni recesijos nei ekonomikos atsigavimo metu. Artėjant recesijai vartotojai didina savo likvidumą. Tikėdamiesi mažesnio vartojimo, jie taip pat didina indėlių riziką. Staigiai auga trumpalaikė palūkanų norma, tuo pačiu krenta akcijų kaina ir auga jų kintamumas.

Panašią priklausomybę nustatė ir Hamilton'as, Lin'as [2]. Savo darbe jie tyrinėja kaip kinta S&P 500 grąža kintant ir pramonės produkcijos indeksui atitinkamu laikotarpiu. Verslo ciklą aproksimuoja skirtumas tarp makroekonominio kintamojo ir makroekonominio kintamojo vidurkio, atitinkamame verslo ciklo taške. Pagrindinė išvada tai makroekonominių kintamųjų svarba. Vieno kintamojo modelių, yra gana didelės paklaidos, kur grąžos pokyčiai prognozuojami panaudojus grąžos pokyčius praėjusiu laikotarpiu kaip nepriklausomą kintamąjį. Taip pat pastebima, kad recesija – svarbiausias veiksnys, nulemiantis iki 60% akcijų grąžos pokyčių sklaidos.

Corradi [13] savo ruožtu analizavo akcijų svyravimus per VIX rodiklį. Šis rodiklis apibrėžia tikėtiną S&P 500 indekso kintamumą, ir kartais literatūroje yra vadinamas *baimės indeksu*, kadangi būtent nuo jo atsiradimo įvyko 3 ekonominės krizės, o prieš pat krizę šis indeksas pasiekdavo savo maksimumą, pavyzdžiui prieš 2008 m. JAV didelės rizikos paskolų rinkos krizę ir koronaviruso sukeltą pandemiją jis siekė 80%. Kaip ir kituose moksliniuose straipsniuose [1, 13] akcijų rinkų svyravimams įvertinti buvo pasirinktas pramonės produkcijos indeksas, tačiau papildomai (modelyje) buvo vertinamas ir vartotojų kainų indeksas. Taigi Corradi [13] teigia, kad 75% akcijų rinkos svyravimų sklaidos gali būti paaiškinti makroekonominiais kintamaisiais, o pramonės produkcijos indeksas geba paaiškinti net 85% VIX rodiklio sklaidos.

Mele [14] papildo Schwert'o [1] empirinius stebėjimus teigdamas, kad makroekonominiai kintamieji ne taip tiksliai leidžia prognozuoti akcijų rinkų svyravimus. Jis pastebi, kad akcijų svyravimai yra dažnu atveju priešingi pramonės produkcijos indekso svyravimams ir nėra didelio pagrindo manyti, kad šie dydžiai atitinka tam tikrą bendrą šabloną. Kita vertus premija už riziką (tikėtina investuotojų grąža) yra kontrciklinė, t.y. esant neapibrėžtumui auga ir tikėtina grąža. Mele [14] pastebi, kad recesijos laikotarpiu svyravimai akcijų rinkoje yra didesni negu ekspansijos (pakilimo) laikotarpiu, pvz., premija už riziką esant recesijai auga 19%, tuo tarpu esant pakilimui krenta tik 3%. Vadinasi, galima daryti išvadą kad akcijų rinkos svyravimams yra būdinga asimetrija. Be to, straipsnyje yra teigiama, kad tokia asimetrija ir grąžos augimas gali būti veikiami endogeninių mechanizmų, kurie yra neįtraukti į modelį, o ekonomika tiesiog yra per šiuos mechanizmus sukrečiama šokų. Dėl šių priežasčių autorius tikrina kelis modelius:

- kaip akcijų rinkų svyravimų yra veikiamas infliacijos ir pramonės produkcijos indekso;
- kaip pramonės produkcijos indeksas yra veikiamas akcijų rinkų svyravimų (pasitelkiamas akcijų vertės ir dividendų santykis, P/D);
- VIX indekso priklausomybė nuo infliacijos ir pramonės produkcijos indekso.

Visi šie kintamieji, išskyrus pramonės produkcijos indeksą, prognostiniame VIX modelyje, buvo statistiškai reikšmingi.

Adam'as ir Merkel'is [15] į akcijų rinkų ir verslo ciklų svyravimus apžvelgia kitu kampu. Savo straipsnyje autoriai išskiria subjektyviosios vertės teoriją ir racionalių lūkesčių teoriją ir abidvi moksliniame darbe interpretuojamos kaip priešingos. Pirmoji, pagal R. Vainienės apibrėžimą, teigia, kad vertė yra subjektyvi ir nėra objektyviai išmatuojama, o racionalūs lūkesčiai yra susiję su prielaida, kad visi rinkos dalyviai turi visą informaciją ir gana tiksliai gali prognozuoti ateities įvykius. Adam'as ir Merkel'is [15] teoriškai pagrįsdami akcijų kainų svyravimo ir ekonomikos ciklą didžiulį dėmesį skiria technologiniam šokui, t.y. esant teigiamam technologiniam šokui investuotojai tampa labai optimistiški dėl rinkos, optimizmą taip pat didina ir apklausos, ko pasekoje, augant akcijų kainoms ir vis labiau didėjant investicijoms į technologijas yra sukaupiama perteklinio kapitalo. Kai ekonomika pasiekia „Minskio momentą“, kuriame baigiasi pakilimas, o vis didėjantis optimizmas neatsispindi kapitalo vertės augime. Tai įvyksta dėl to, kad akcijų rinka auga pernelyg stipriai arba optimizmas nėra pakankamas, kad akcijų rinka ir toliau augtų. Taip pat atkreipia dėmesį, kad akcijų kainų burbulas ir ekonomikos burbulas yra labiau tikėtinas, kuomet nerizikingų aktyvų grąža yra santykinai maža. Adam'as ir Merkel'is [15] savo tyrimu patvirtino, kad ekstrapoliacijos metodu galima paaiškinti reikšmingą dalį S&P 500 indekso svyravimų bei verslo ciklų dinamikos.

Vu [16] teigimu, kuris skirtingai nei kituose tyrimuose [1, 3, 13, 14], verslo cikliškumui įvertinti vietoje pramonės produkcijos indekso panaudojo BVP pokytį, akcijų rinkų svyravimai yra pakankamai gerai verslo cikliškumą prognozuojantis veiksnys. Atliktame tyrime buvo analizuojama, kaip cikliškumas yra veikiamas akcijų rinkų 27 EBPO šalių, 1970-2012 m. Šiame darbe yra akcentuojama, kad BVP augimas lėtėja ne tik po krizės, bet ir stipriai padidėjus akcijų rinkos svyravimams. Kiekybiniu požiūriu, akcijų rinkų svyravimai paaiškina apie 2.7% BVP augimo sklaidos, o praėjusio laikotarpio svyravimai gali paaiškinti net iki 98% sklaidos. Taip pat autorius patvirtina Mele'ės [14] teiginį, kad visos JAV recesijos kaskart per persiliejo efektą darė stiprią įtaką kitų šalių ekonominiam aktyvumui.

Panašų tyrimą atliko ir Altaf'as [17], kuris tyrinėjo priežastinį ryšį tarp akcijų rinkų ciklinių svyravimų ir verslo ciklo, kurie pasirodė esą statistiškai reikšmingi pasirinktoms šalims: Brazilijai, Indijai ir Kinijai. Pasak autoriaus, Indijos verslo ciklams ir akcijų rinkoms yra būdingas Kinijos sukeltas persiliejiimo efektas, tačiau Brazilijai šis efektas yra nereikšmingas. Tai galima pagrįsti tuo, kad tarp šių šalių nėra taip išvystyta prekyba. Pasak Altaf'o [17], analogiškai kaip ir Choudhry [3] verslo ir akcijų rinkų cikliniai svyravimai pasižymi dvipusiu priežastiniu ryšiu.

Kitame tyrime Si et al. [7] buvo panaudoti bangelių analizės (angl. wavelet analysis) metodo įrankiai: bangelių koherentiškumas ir fazių skirtumų skaičiavimai. Autoriai panaudojo ketvirtinį BVP ir vidutinę indekso reikšmę už ketvirtį, o akcijų indekso ir BVP cikliškumui įvertinti autoriai pritaikė Hodrick-Prescott glodinimo metodą, kuris išskaido laiko eilutę į cikliškumo ir trendo komponentę ir toliau naudojo tik cikliškumo komponentę. Tyrinėjant priežastingumą, buvo patvirtinta hipotezė, kad akcijų rinkos ciklai lenkia verslo ciklą pakilimo laikotarpiu, ir šis ryšys yra teigiamas, tačiau recesijos laikotarpiu atvirksčiai – verslo ciklas lenkia akcijų rinkos ciklą ir yra būdingas neigiamas ryšys.

Makroekonominių kintamųjų ryšį su akcijų rinka nagrinėjo ir Borjigin'as et al. [18]. Tyrime buvo patikrinta 3 Kinijos akcijų indeksų (Shanghai Composite Index, Shenzhen Component Index, CSI 300) priklausomybė nuo makroekonominių kintamųjų. Tiesiniam priežastingumui yra naudojamas vektorinės autoregresijos modelis (VAR). Netiesiniam priežastingumui įvertinti imamos paklaidos iš tiesinio priežastingumo (jei toks egzistuoja) ir normalizuojamos, kitu atveju normalizuojama originali seka ir atliekami netiesinio priežastingumo testai. Tyrime buvo naudojamas statinis ir dinaminis Grangerio priežastingumo modelis, kuriame buvo pasirinktas 24 mėn. slenkantis langas. Autoriai patvirtino, kad netiesinis priežastingumas parodo stipresnį ryšį nei tiesinis Grangerio priežastingumas, o ryšys (akcijų kainos → makroekonominis kintamasis) yra stipresnis, nei (makroekonominis kintamasis → akcijų kainos) ryšys. Ši išvada galioja tiek dinaminiam, tiek statiniam modeliui. Pvz., tarp BVP ir akcijų rinkos yra dvipusis netiesinis ryšys. Su 5% pasiklovimo lygmeniu statinis tiesinis priežastingumas egzistavo tik tarp CSI 300 indekso (akcijų kaina → BVP), netiesiniam priežastingumui galiojo abipusė taisyklė, kuri buvo būdinga visiems 3 tiriamiesiems indeksams. Taip pat autoriai teigia, kad esant skirtingų dažnių duomenims, labiausiai šiai problemai spręsti tinka kvadratinių skirtumų sumos metodas (angl. quadratic-match sum method).

Shi ir Liu [19] tikrino ryšį tarp akcijų kainų svyravimų ir verslo ciklo BRICS šalių kontekste. Šiuo atveju buvo panaudotas neparametrinis kvantilių priežastingumo testas, kuris leidžia įvertinti netiesinį ryšį. Buvo sukurtas VAR modelis. Greta vėlavimus apibrėžiančio parametro pasirenkamas pralaidumo parametras mažiausių kvadratų kryžminio patikrinimo būdu. Modelyje buvo panaudoti ketvirtiniai 1996 – 2016 m. duomenys. Kaip verslo ciklą apibrėžiantis kintamasis buvo panaudotas BVP, jam pritaikius Hodrick'o – Prescott'o filtrą. Iš tiesinio Grangerio priežastingumo matyti, kad visose BRICS organizacijos šalyse, išskyrus Kiniją, akcijų rinka yra statistiškai reikšminga verslo ciklui, ir tuo pačiu tik Kinijai galioja atvirkštinis ryšys, kai verslo ciklas veikia akcijų rinką. Neparametrinis priežastingumo testas patvirtino priešingą hipotezę, - visoms šalims, išskyrus Kiniją, buvo būdingas ryšys: akcijų rinka → verslo ciklas; tačiau tik aukštesnėms kvantilių eilėms, nuo 0.75.

Yra autorių, kurie taip pat kaip ir Schwert'as [1], Kearney's [20] teigia, kad verslo arba ekonomikos ciklą galima apibūdinti ne kažkuriuo vienu kintamuoju, bet jų visuma. Prie tokių paprastai yra priskiriami: pramonės produkcijos indeksas, valiutos kursas, prekybos balansas, vartotojų kainų indeksas, pinigų pasiūla.

Ryšį tarp ekonominio aktyvumo ir akcijų rinkos analizavo ir Senyuz'as [21]. Vertinant ciklinę dinamiką tarp verslo ciklo ir akcijų rinkos ir pritaikius ją 1988-2009 m. Turkijos duomenims (pramonės produkcijos indeksą mėnesiniams, o BVP ketvirtiniams duomenims), buvo pastebėta, kad sumodeliuota verslo ciklo dinamika įvertina 5 įvykusias recesijas.

Taigi akcijų kaina atspindi tikėtinas pajamas. Kadangi verslo ciklas daro didžiulę įtaką įmonių pelningumui, ateinančio ciklo lūkesčiai paveiks ir įmonės vertę. Verslo ciklas taikomuosiuose tyrimuose gali būti apibrėžiamas kaip liekana, nuo laiko eilutės panaikinus trendą [7, 22] arba kaip makroekonominių kintamųjų visuma: pramonės produkcijos indeksas, naftos kaina, palūkanų norma, vartotojų kainų indeksas, valiutos kursas.

1 lentelė. Tyrimų apžvalga. Ekonomikos ciklo rodikliai

Ekonominio ciklo rodiklis	Autorius
BVP augimas	Stundžienė (2017)
PPI augimas	Choudhry et al. (2016)
BVP HP komponentė	Si et al. (2019)
BVP augimas	Hamilton ir Lin (1996)
BVP HP komponentė	Shi, Liu (2020)
BVP augimas	Vu (2015)
BVP, PPI HP komponentės	Senyuz et al. (2013)
BVP HP komponentė	Khavari (2012)
BVP HP komponentė	Djennas (2016)
PPI, palūkanų normos augimas, infliacija	Schwert (1989)
PPI augimas	Altaf (2021)

Remiantis 1 lentele, galima daryti išvadą, kad ekonomikos ciklui įvertinti dažniausiai empiriniuose tyrimuose yra naudojamas BVP rodiklis. Taip pat yra naudojamas ir PPI, kurio pranašumas – aukštesnis dažnis, kadangi yra skelbiamas kas mėnesį. Kaip matyti 1 lentelėje, iš minėtų makroekonominių duomenų yra skaičiuojami arba augimai, arba yra naudojamas HP filtras. Analogiškai yra daroma su akcijų duomenimis: akcijų indeksams taip pat yra skaičiuojami augimai (grąžos), arba HP filtro komponentė.

1.2. Ryšio tarp akcijų rinkų kintamumo ir ekonomikos ciklų teoriniai aspektai

Akademinėje literatūroje yra daug šaltinių skiriančių pakankamai dėmesio akcijų rinkų kintamumui ir ekonomikos svyravimams. Paprastai akcijų kintamumas yra tapatinamas su neapibrėžtumu rinkoje.

Tai yra paaiškinama tuo, kad akcijų kainos arba indekso vertės kintamumas geriau atspindi investuotojų lūkesčius [23]. Taigi kintamumo rodikliai yra naudojami lūkesčių neapibrėžtumui įvertinti. Kai yra stiprus neapibrėžtumas ekonomikoje, akcijų rinkai yra būdingi aukšti svyravimai. Finansų teorijoje nėra vienintelės ir aiškios priežasties, kodėl egzistuoja ir kas sukelia neapibrėžtumą akcijų rinkoje. Schwert'o teigimu neapibrėžtumas akcijų rinkoje signalizuoja apie ateinančių piniginių srautų neapibrėžtumą, o tai savo ruožtu glaudžiai susiję su ekonomine situacija. [1]. Taip pat neapibrėžtumas akcijų rinkoje gali pakelti kapitalo kainą, o tai daro tiesioginę įtaką ekonomikos augimui [24]. Tai netiesiogiai patvirtina Bittlingmayer'is, kurio teigimu esant padidėjusiam neapibrėžtumui, stipriai mažėja ilgalaikio vartojimo prekės, dėl ko krenta ekonomikos aktyvumas [25]. Vis dėlto nėra vienodo atsakymo, nuo ko priklauso neapibrėžtumo dydis ir ekonomikos ciklo padėtis. Pasak kai kurių autorių, ekonominė padėtis ir neapibrėžtumas yra neaiškios kilmės ir gali būti laikomi atsitiktiniais reiškiniais. Su tuo nesutinka Bittlingmayer'is [25], teigiantis kad didžiąja dalimi ekonomika ir akcijų rinkos neapibrėžtumas priklauso nuo politinių sukrėtimų.

Vienas pirmųjų tyrinėjęs akcijų rinkos kintamumą buvo Officer'is [26]. Savo straipsnyje jis siekė įvertinti ryšį tarp pramonės produkcijos indekso ir M2 pinigų pasiūlos kintamumą ir kitoje pusėje NYSE akcijų indekso kintamumo. 1929 – 1968 m. duomenims buvo pritaikytas standartinis nuokrypis. Prieš tai makroekonominiais kintamiesiems buvo paskaičiuoti augimai, tokiu pačiu būdu kaip ir akcijų gražoms. Autorius tyrime naudojo paskaičiuotas mėnesines gražas, iš kurių vėliau yra skaičiuojamas standartinis nuokrypis. Tyrime siekiant rasti priežastingumą buvo pritaikytas vektorinės autoregresijos modelis ir tiesinės regresijos modelis. Tiesinėje regresijoje periodai yra išskaidyti į subperiodus: 1919–1928 m., 1929–1943 m. ir 1944–1968 m. Vidutinis visų subperiodų determinacijos koeficientas sudarė vos 0.26. Be to, autorius nustatė ryšį tarp pramonės produkcijos indekso augimo kintamumo ir NYSE akcijų indekso kintamumo tik vienam subperiodui, – kitiems subperiodams priežastingumas nebuvo reikšmingas. Officer'is [26] taip pat pastebi, kad akcijų kintamumas didėjo „Didžiosios depresijos“ kartu su pinigų pasiūlos ir pramonės produkcijos augimų kintamumais, tačiau kintamumas prieš ir po krizės išlieka toks pat. Tyrime autorius taip pat pramonės produkcijos indekso kintamumą pavadina verslo kintamumu arba verslo svyravimu tai bus siejama su verslo ciklu.

Schwert'as [1] tęsė Officer'io [26] tyrimą, kuriame analogiškai naudojo tiesinę regresiją, siekiant išaiškinti, ar ekonominių veiksnių kintamumas veikia akcijų rinkų kintamumą. Skirtingai nei Officer'is [26], Schwert'as modelyje nenaudojo pinigų pasiūlos kintamojo, tačiau papildomai modelį papildė infliacija ir finansiniu svertu. Šiame darbe buvo remiamasi logika, kad jeigu makroekonominiai kintamieji suteikia informacijos apie būsimus tikėtinus piniginius srautus ir gražas, tada makroekonominiai kintamieji gali įvertinti ir rinkos kintamumą. Nepaisant to, kad modelis gali paaiškinti 57 proc. akcijų rinkos kintamumo variacijos, makroekonominiai kintamieji pasirodė esą turintys reikšmingos įtakos priklausomam kintamajam. Taip pat straipsnyje yra teigiama, kad makroekonominiai kintamieji stipriai padeda prognozuoti akcijų kintamumą, tai yra būdinga ypač kai ekonomika patiria krizę.

Visuose moksliniuose straipsniuose kintamumas apibrėžiamas labai skirtingai. Populiariausi būdai būtų: standartinio nuokrypio, dispersijos skaičiavimas, sąlyginės dispersijos modeliavimas GARCH šeimos metodais arba VIX rodiklis. VIX rodiklis yra oficialiai naudojamas S&P 500 opcionų kintamumui apskaičiuoti ir parodo tikėtinus rinkos dalyvių lūkesčius per ateinančią mėnesį. Nepaisant

to, pakankamai retai yra naudojamas moksliniuose tyrimuose, kadangi šis rodiklis nėra skelbiamas kitiems akcijų indeksams, o jo skaičiavimas yra pakankamai sudėtingas.

Kitas aspektas yra tokio tipo tyrimuose yra daug diskusijų, kurį kintamąjį tinkamiau naudoti: BVP ar pramonės produkcijos indeksą. Girardin'as ir Joyeux [27] teigia, kad pramonės produkcijos indekso įtraukimas į modelį vietoje bendrojo vidaus produkto leidžia naudoti trumpesnę laikotarpį dėl aukštesnio dažnio duomenų, o taip pat esant aukštai infliacijai per tam tikrą periodą, BVP dinamika gali būti ne tokia patikima. Be to, kai yra modeliuojama sąlyginė dispersija aukšto dažnio duomenys suteikia daugiau privalumų.

Girardin'as ir Joyeux [27] atliko tyrimą, kaip makroekonominiai kintamieji veikia Kinijos A akcijų (skaičiuojamų vietine valiuta) ir B akcijų (skaičiuojamų užsienio valiutomis) grąžų kintamumą. Ryšiui įvertinti autoriai naudojo skirtingo dažnio duomenų (angl. *MIDAS*) regresiją. Gauti rezultatai neigia apie pramonės produkcijos indekso įtaką grąžų kintamumą.

Moksliniuose straipsniuose ypatingai dažnai yra lyginamas ryšys tarp makroekonominių veiksnių ir akcijų rinkų kintamumo. Valadakhani'is, Chen'as [28] siekdami įvertinti persiliejimo efektą: ar JAV akcijų rinkos grąža ir BVP pokytis veikia atitinkamai kitų anglosaksų šalių BVP pokytį ir akcijų grąžą; naudojo Markovo perjungimo metodą. Autoriai pastebėjo, kad JAV ekonomikos augimo, matuojamo bendruoju vidaus produktu, poveikis yra reikšmingas tik Kanados akcijų rinkai. Be to, akcijų rinka daro reikšmingą poveikį visoms tyrime nagrinėtoms šalims.

Bittlignmayer'is [25] atliko tyrimą, kuris gali būti priskirtas ir prie finansų istorijos. Autorius tyrinėjo 1880–1940 m. akcijų rinkos neapibrėžtumo įtaką pramonės produkcijos indeksui. Tyrime buvo pastebėta keletas aspektų: neapibrėžtumas didėja esant recesijai ir krizei. Sukurtame tiesinės regresijos modelyje buvo patvirtinta, kad neapibrėžtumo padidėjimas mažina pramonės produkcijos indeksą, o neapibrėžtumas gali paaiškinti apie 20 proc. pramonės produkcijos indekso augimo variacijos.

Zakaria [29] savo darbe ieškojo priežastingumo tarp makroekonominių kintamųjų ir akcijų grąžų Malaizijos rinkoje 2000–2012 m. Šiame tyrime kintamųjų neapibrėžtumas buvo sumodeliuotas GARCH(1,1) metodu, o priežastingumas buvo tikrinamas klasikinio Grangerio priežastingumo testu. Autorius patvirtina, kad nėra priežastingumo tarp pramonės produkcijos indekso ir akcijų rinkos, o grąžų kintamumą veikia tik palūkanų normos kintamumas.

Analogišką problemą tyrinėjo taip pat Attari's [30], kuris tyrimui pasirinko Pakistano atvejį ir ilgesnę laiko eilutę – 1991 – 2012 m. ir naudojo EGARCH metodą neapibrėžtumui gauti. Kitame žingsnyje yra atliekamas priežastingumo testas. Panašiai kaip ir Zakaria [29], Attari's [30] nenustatė priežastingumo tarp BVP kintamumo ir akcijų rinkos kintamumo. Vienas akivaizdesnių skirtumų būtų priešinga priežastingumo kryptis tarp akcijų rinkos ir palūkanų normos: akcijų rinkos neapibrėžtumas veikia palūkanų normą.

Sadorsky'is [31] nagrinėjo kaip technologijų sektoriaus įmonių akcijos svyruoja priklausomai makroekonominių kintamųjų: pramonės produkcijos indekso, palūkanų normos, naftos kainos, vartotojų kainų indekso svyravimų, valiutos kurso. Tiesinės regresijos modelyje buvo panaudoti 1986–2000 m. duomenys. Laiko eilučių kintamumas buvo gautas standartinio nuokrypio būdu. Pasak

autorius, visų tyrime panaudotų makroekonominių kintamųjų kintamumas yra statistiškai reikšmingas technologijų sektoriaus akcijų indekso kintamumui.

Rodriguez'as [32] taip pat siekė rasti veiksnius, nuo kurių priklausytų akcijų rinkos kintamumas. Autoriaus hipotezėje buvo iškelti šie faktoriai: dividendų grąža, pramonės produkcijos indeksas. Pramonės produkcijos indeksas yra reikšmingas tik JAV, Kanadai, Didžiąjai Britanijai ir Japonijai. Kitų šalių akcijų rinkų neapibrėžtumas nepriklauso nuo šio dydžio.

Kearney'is [20] papildė Schwert'o [1] iškeltą hipotezę apie tai, kad akcijų rinkos kintamumas priklauso nuo verslo ciklo, kuris yra apibrėžiamas, kaip makroekonominių kintamųjų visumą. Pastarasis tyrimas yra kritikuojamas dėl to, kad laikomasi prielaidos, jog ekonomika yra uždara. Greta tipinių makroekonominių veiksnių, nepriklausomų kintamųjų aibė papildoma valiutos kurso vertėmis. Hipotezė apie pramonės produkcijos kintamumo statistiškai reikšmingą įtaką akcijų rinkos kintamumui nėra atmetama, tačiau šis poveikis yra netiesioginis. Kita vertus, pagal tiesioginį efektą reikšmingiausi akcijų rinkos kintamumui buvo infliacija ir palūkanų norma.

Akcijų rinkų kintamumo priežastis nagrinėjo Karunanayake [33]. Kaip ir Altaf'o, Choudhry empiriniuose tyrimuose [17, 34], tačiau skirtingai nei Kearney's [20], kuris ekonomikos atvirumą aproksimavo prekybos balanso ir valiutos kurso veiksniais, Karunanayake [33] orientuojasi į persiliejo efektą tarp ekonomikų, tai yra globalizacijos ir skirtingų šalių tarpusavio ekonominius ryšius bei jų įtaką akcijų rinkų kintamumui. Autorius naudoja 1959–2010 m. JAV, Jungtinės Karalystės, Kanados ir Australijos duomenis, ar yra sąveika tarp BVP augimo kintamumo ir akcijų rinkos kintamumo. Kintamumas yra skaičiuojamas modeliuojant abiem kintamiesiems. Tyrimo rezultatai patvirtina, kad visoms šalims tarp BVP kintamumo ir akcijų rinkos kintamumo yra būdingas dvipusis priežastingumas, o ryšys teigiamas. Be to, tik Australijos akcijų rinkos kintamumas yra priklausomas nuo JAV akcijų rinkos. Kitoms šalims nėra būdingas priežastingumas tarp tos šalies rodiklių ir JAV rodiklių.

Kylančiam regionui priklausančios šalies Indijos atvejį nagrinėję Kumari's ir Mahakud'as [35] palygino priežastingumą tarp makroekonominių veiksnių ir akcijų rinkos grąžos sąlyginių dispersijų, sumodeliuotų GARCH metodu. Analizėje buvo panaudoti 1996–2013 m. duomenys. Gauti rezultatai nesiskiria nuo Kearney'io [20]: nėra jokio priežastingumo tarp pramonės produkcijos indekso ir akcijų grąžos kintamumų, tuo tarpu infliacijos ir grąžų svyravimai pasižymi dvipusiu priežastingumu.

Binder'is [36] atliko tyrimą kaip 1929–1989 m. JAV ekonominis neapibrėžtumas veikė akcijų rinkos neapibrėžtumą. Visiems kintamiesiems autorius pritaikė standartinio nuokrypio formulę, naudotą Schwert'o [1]. Binder'is [36] panaudojo klasterinę regresiją. Joje buvo įvertinti šie kintamieji, kaip potencialiai turintys įtakos akcijų rinkos neapibrėžtumui: darbo kaštai, pelno ir pajamų santykis (pelnas skaičiuojamas nuo pramonės produkcijos indekso ir vartotojų kainų indekso sandaugos atimami darbo kaštai), nerizikingų ir rizikingų obligacijų palūkanų normos, priklausomai nuo jų reitingo. Visi koeficientai buvo statistiškai reikšmingi su 5 proc. pasiklovimo lygmeniu, o klasterinės regresijos modelis paaiškina beveik 95 proc. akcijų rinkos kintamumo variacijos.

Omorie'is [24] nagrinėjo taip pat akcijų rinkos kintamumo problemą, tačiau savo tyrime didesnę dėmesį skyrė taikomumo problemai, kaip kintamumas akcijų biržoje veikia Nigerijos BVP augimą. Šiai problemai spręsti autorius naudojo paklaidų korekcijos modelį, o rinkos neapibrėžtumą

aprosimavo logaritmuota akcijų indekso verte. Laiko eilutė sudaro 1984 – 2012 m. Priklausomu kintamuoju yra BVP, o nepriklausomais kintamaisiais atitinkamai – infliacija, palūkanų norma, akcijų kintamumas. Gauti rezultatai patvirtina tai, kad akcijų indekso kintamumas yra statistiškai nereikšmingas BVP.

Tokius pačius rezultatus gavo Henry'is [37]. Pritaikęs tiesinę regresiją jis ištyrė kaip akcijų rinkų augimas veikia BVP augimą, kuris šiuo atveju yra priklausomas kintamasis. Tyrime buvo panaudoti 27 šalių duomenys. Autoriai, pasitelkę tiesinės regresijos modelį, patvirtino, kad akcijų gražos turi statistiškai reikšmingą ir teigiamą įtaką BVP augimui.

Tačiau kaip žinia, dauguma tyrimų akcentuoja ekonomikos kintamumą, kur įvertinami yra BVP arba pramonės produkcijos indeksas. Šį klausimą iškelia Djennas [38] ir savo tyrime pademonstruoja, kad ciklų kintamumui įvertinti galima naudoti BVP liekanos, gautos HP filtru, standartinį nuokrypį. Taip pat teigia, kad Choudhry ir Vu [3, 16] naudota metodologija, kai ciklas yra tapatinamas su nagrinėjamo rodiklio augimu, duoda tą patį rezultatą, ką ir HP filtras, kuris laiko eilutę padalina į trendo komponentę ir ciklą.

2 lentelė. Tyrimų apžvalga. Rodikliai kintamumui įvertinti

Kintamumo rodiklis	Autorius
GARCH	Girardin, Joyeux (2012); Choudhry et al. (2016); Valadkhani, Chen (2014); Kumari, Mahakud (2015); Karunanayake et al. (2012); Zakaria (2012)
EGARCH	Omorie et al. (2016); Attari et al. (2013)
Standartinis nuokrypis	Binder, Merges (2001); Officer (1973); Sadorsky (2003); Bittlingmayer (1998); Schwert (1989)
EGARCH	Omorie et al. (2016)
Dispersija	Vu (2015); Rodriguez et al. (2002)
VIX indeksas	Corradi (2013)

1.3. Moksliniuose tyimuose taikoma metodologija

Dažnai autorių cikliškumui įvertinti yra naudojama Hodrick'o–Prescott'o dekompozicija [7, 19]. Šio įrankiu, statistikos aspektu atliekamas glodinimas ir laiko eilutė įgauna ilgalaikį trendą, o trumpalaikiai svyravimai yra panaikinami, kitaip tariant . Ekonomikos aspektu tai leidžia įvertinti aproksimuotą atotrūkį tarp potencialaus ir realaus lygio, kuris ir apibūdina cikliškumą. Tokią pačią metodologiją pritaikė ir Khavari'is [22], kuris tikrino priežastingumą tarp ekonomikos ciklo ir naftos

kainos cikliškumą, abiem kintamiesiems pritaikymas HP filtrą. Daugumoje empirinių tyrimų prieš pritaikant HP filtrą, laiko eilutės yra logaritmuojamos [7, 22, 39]. Tai yra pagrindžiama tuo, kad laiko eilučių skalės skiriasi, dėl to būtina jas suvienodinti. Paprastai po glodinimo yra patikrinama, ar laiko eilutė pasižymi stacionarumu. Populiariausias metodas tam yra ADF testas (angl. *Augmented Dickey-Fuller test*) [16, 18, 19, 34]. ADF testas patikrina, ar laiko eilutė turi vienetinę šaknį, kadangi ypatingai dažnai tiesiniam priežastingumui patikrinti yra naudojami vektorinės autoregresijos (VAR) modeliai [2, 3, 18, 19, 34]. VAR modelio pranašumas – galimybė patikrinti abipusį priežastingumą ir įvertinti impulsus, kuriuos vieno kintamojo šokas padaro kitam kintamajam. Vėlavimų skaičiui pasirinkti, remiamasi AIC (Akaike informaciniu kriterijumi) arba SIC (Schwarz'o informacinis kriterijumi). Išskyrus klasikinį VAR, taip pat yra naudojamas SVAR (struktūrinis vektorinės autoregresijos modelis). Pastarasis skiriasi tuo, kad modelį sudaro papildomi apribojimai tam, kad paklaidos būtų transformuotos į nekoreliuotus struktūrinius šokus. Tai leidžia gauti impulsų atsakų (angl. *impulse response*). Tačiau be HP filtro empiriniuose tyrimuose yra naudojami ir kiti metodai: Schwert'as [1] naudojo makroekonominių duomenų kintamumus, kuriems buvo skaičiuojami standartiniai nuokrypiai, Choudhry ir Vu [3, 16] verslo ciklą aproksimavo kaip BVP ar pramonės produkcijos indekso augimą.

Nagrinėjant ryšio tarp verslo ciklą ir akcijų rinkų ciklinių svyravimų problemą, svarbu susisteminti mokslinėje literatūroje naudojamą metodologiją. Ryšių arba priklausomybių radimui geriausiai žinoma metodologija yra Grangerio priežastingumas, kuri yra labai paplitusi sprendžiant laiko eilučių uždavinius. Moksliniuose tyrimuose yra naudojamas klasikinis Grangerio priežastingumas ir jo naujesnė versija, Toda – Yamamoto Wald testas.

Dažnai tyrimuose, siekiant nustatyti ryšį yra taikomos įvairūs regresijos būdai: mažiausių kvadratų tiesinė regresija, apibendrinta tiesinė regresija, kvantilinė regresija ir pan. Pavyzdžiui, tiesinė regresija buvo panaudota Omorigie'o [24], Sadorsky'io [31], Officer'io [26]. Pasak Schwert'o [1], makroekonominiai duomenys pasižymi labai stipria autokoreliacija, dėl to būtina atlikti priežastingumo testus, kitokiu atveju, gauti koeficientai ir reikšmingumai nepriklausomiems kintamiesiems bus neinformatyvūs.

Be tiesinio priežastingumo literatūroje yra akcentuojamas ir netiesinis priežastingumas, pagrindžiant tai tuo, kad ryšiai tarp makroekonominių kintamųjų pasižymi netiesiškumu [3, 34]. Vienas iš būdų atlikti netiesinį priežastingumo testą yra užtikrinti prielaidas, kad abi laiko eilutės yra silpnai priklausomos viena nuo kitos tiesiniame VAR modelyje ir stacionarios. Paskui normalizuojamos paklaidos ir jos yra tiesiogiai naudojamos teste.

Kita opcija atlikti neparametrinį testą, kuris įvertintų netiesinį ryšį – naudoti neparametrinį kvantilių testą, kaip tai padarė Barcilar'as ir Shi [19, 40]. Šio testo pranašumas yra tas, kad išvengiama neteisingos modelio specifikacijos. Kitaip tariant, kvantilių priežastingumo testas nereikalauja tiesinio priežastingumo. Jame yra naudojama branduolio funkcija, priklausoma nuo pralaidumo parametro (angl. *bandwidth*). Taigi kvantilių priežastingumo testas reikalauja 2 parametrų: pralaidumo parametro ir vėlavimų skaičiaus.

Pastaruju metu laiko eilučių analizėje vis dažniau yra naudojama vilnelių analizė (angl. *wavelet analysis*). Tai yra Fourier spektrinės analizės alternatyva. Laiko eilutė yra išskaidoma į bazines vilneles, kurios yra išverstomis motininės vilnelės versijomis ir gaunama laiko-dažnio erdvė.

Priežastingumo analizėje yra naudojama tolydžioji transformacija, diskrečioji transformacija yra naudojama triukšmui panaikinti arba duomenų kompresijai. Pagrindinis šio metodo įrankis priežastingumo testui atlikti yra fazių skirtumų grafikas, kuris leidžia įvertinti ryšio kryptį ir ženklą. Vilnelių analizės metodo pranašumas prieš klasikinį Grangerio priežastingumo testą yra sąlygotas to, kad leidžia įvertinti priežastingumo dinamiką [7].

Mokslinėje literatūroje taip pat nemažai dėmesio yra skiriama Markovo perjungimo modeliams. Tai yra vienas populiariausių netiesinių laiko eilučių modelių. Šio modelio paskirtis pateikti laiką apie perjungimo laiką tarp skirtingų režimų, kurie yra veikiami latentinio stochastinio kintamojo. Markovo modelyje naudojami kintamieji keičiasi priklausomai nuo režimo tam tikru laiko momentu [21]. Esamasis režimas yra apibrėžiamas, kaip praeito periodo režimas.

Laiko eilučių svyravimų problema gali būti formuluojama skirtingais būdais, tam pasitelkiama kintamumo sąvoka (angl. *Volatility*). Keli autoriai naudojo laiko eilučių dispersiją [13, 16], tačiau taip pat yra naudojami apibendrinti autoregresiniai sąlyginio heteroskedastiškumo modeliai (angl. GARCH) [2, 3, 34]. Tokiu būdu sumodeliavus, gaunama sąlyginė dispersija. Ypač dažnai pagal nutylėjimą finansiniams duomenims yra naudojama GARCH (1,1) specifikacija, kai sąlyginis kintamumas yra modeliuojamas su vėlavimais iki pirmojo periodo. Tačiau pasak Olweny'io ir Omondi [23], eksponentinė GARCH metodo modifikacija (EGARCH) yra tinkamesnė finansiniams duomenims. Kita vertus, be sąlyginio kintamumo modeliavimo, empiriniuose tyrimuose nerečiau yra naudojamas standartinis nuokrypis.

Taip pat svarbu pabrėžti duomenų paruošimo etapą, kai turimi duomenys yra transformuojami gaunant kintamumą. Kearney'is [20] naudojo paskutinės mėnesio dienos akcijų indekso uždarymo kainą, kuriai buvo skaičiuojamas kintamumas. Tokios pačios strategijos laikėsi ir Kumari'is [35], kuris taip pat naudojo paskutinės mėnesio dienos gražas. Kitu atveju buvo skaičiuojamos dienos gražos ir vėliau standartiniai nuokrypiai už atitinkamą mėnesį [1, 36]. Taip pat viename empirinių tyrimų siekiant gauti mėnesinius akcijų rinkos duomenis buvo skaičiuotas uždarymo kainų vidurkis už kiekvieną mėnesį [7]. Taigi galima teigti, kad duomenų paruošimo strategija skiriasi priklausomai nuo to, ar naudojamas standartinis nuokrypis ar modeliuojamas sąlyginis kintamumas.

1.4. Apibendrinimas

Atlikus literatūros analizę, kuriuose yra aprašyti ankstesni empiriniai tyrimai, buvo pastebėta, kad rezultatai labai stipriai skiriasi, priklausomai nuo tyrimų. Dalyje empirinių tyrimų egzistuoja priežastingumas tarp ekonomikos ciklo ir akcijų rinkos ciklo.

3 lentelė. Tyrimų apžvalga

Autoriai	Metodas	Duomenys	Išvados
Corradi (2013)	Tiesinė regresija	1950–2006 m. mėnesiniai duomenys: PPI, infliacija, priklausomas kintamasis: VIX indeksas	PPI paaiškina ~85% VIX indekso sklaidos.
Choudhry, Papadimitriou, Shabi (2016)	Tiesinis (VAR) ir netiesinis Grangerio priežastingumas	1990–2011 m. mėnesiniai duomenys, Kanados, Japonijos, Didžiosios Britanijos ir JAV akcijų indeksai ir pramonės produkcijos indeksas verslo ciklui įvertinti	1. Galioja tiesinis priežastingumas abiem kryptimis (Verslo ciklas $\leftarrow \rightarrow$ akcijų rinkos kintamumas). 2. Abipusis netiesinis priežastingumas galioja tik Kanadai, JK, Japonijai (verslo ciklas \rightarrow akcijų rinkos kintamumas)
Borjigin, Y. Yang, X. Yang, Sun (2018)	Tiesinis (su VAR) ir netiesinis Grangerio priežastingumas	Kinijos makroekonominiai mėnesiniai duomenys 1992–2017 m. ir 3 Kinijos akcijų indeksai	Tiesinis ryšys yra silpnesnis nei netiesinis
Si et al. (2019)	Vilnelių analizė (angl. Wavelet analysis)	Šanchajaus vertyb. popierių biržos SSE indeksas ir Kinijos makroekonominiai duomenys (BVP, palūkanų norma), 1992 m. I ketv. – 2018 m. I ketv.	1. Akcijų indeksas veikia ekonomikos ciklą teigiamai; 2. Akcijų rinkos ciklas lenkia verslo ciklą pakilimo laikotarpiu, su teigiama koreliacija, o recesijos laikotarpiu verslo ciklas lenkia akcijų rinkos ciklą, su neigiama koreliacija.
Choudhry et al. (2019)	Tiesinis (VAR) ir netiesinis Grangerio priežastingumas	1991–2015 m. pramonės produkcijos indeksas, imtis yra skaidoma į 2 poimtis: 1991–2007 (ikikrizinis laikotarpis), 2008–2015 (pokrizinis laikotarpis)	2007–2015 m. daugumos didžiausių ES šalių verslo ciklai yra statistiškai reikšmingai veikiami JAV verslo ciklą
Hamilton, Lin (1996)	VAR (tiesinis ir netiesinis priežastingumas), vieno kintamojo modeliai; Markovo perjungimai	1965–1993 m., S&P 500 indeksas ir PPI	1. Akcijų rinkos kintamumas lenkia ekonominį aktyvumą 2. Akcijų rinkos kintamumas \rightarrow PPI

Vu (2015)	Panelinis dinaminis, tiesinis (VAR) priežastingumas	27 EBPO šalys, 1970–2012 m. mėnesiniai duomenys. BVP, PPI ir šalyje kotiruojamos akcijų indeksas	1.PPI, BVP → akcijų indeksą; 2.Rinkos svyravimai susilpnina BVP augimą; 3.BVP augimas didina rinkos svyravimus.
Shi, Liu (2020)	Tiesinis Grangerio priežastingumas, neparametrinis kvantilinis priežastingumas	ketvirtiniai 1996–2016 m. duomenys: BVP ir akcijų indeksai	1.Tiesinis Grangerio priežastingumas: akcijų kintamumas → verslo ciklas
Senyuz et al. (2013)	Markovo perjungimai	1988–2009 m. Turkijos duomenys. ISE indeksas, PPI, BVP.	Akcijų rinka leidžia prognozuoti recesijas
Girardin, Joyeux (2012)	GARCH-MIDAS	1993–2001 m. Kinijos duomenys	Pramonės produkcijos indeksas neturi jokios įtakos akcijų grąžoms
Valadakhani, Chen (2014)	GARCH, Markovo perjungimai	JAV, Kanados, Didžiosios Britanijos, Australijos 1961–2013 m. duomenys	JAV BVP kintamumas yra statistiškai reikšmingas Kanados akcijų kintamumui
Omorie et al. (2016)	Paklaidų korekcijos modelis	1984–2012 m., Nigerija	Akcijų indekso kintamumas statistiškai nereikšmingas BVP
Binder (2001)	Klasterinė regresija	1929–1989 m., JAV	Pramonės produkcijos indekso ir vartotojų kainų indekso sandaugos kintamumas yra reikšmingas akcijų rinkai
Kumari, Mahakud (2015)	VAR	1996–2013 m., Indija	Nėra ryšio tarp pramonės. prod. indekso kintamumo ir akcijų kintamumo
Henry et al. (2004)	Panelinė tiesinė regresija	1982–2001 m., 27 OECD valstybės	Akcijų grąžos teigiamai ir reikšmingai veikia BVP augimą
Karunanayake et al. (2012)	GARCH	1982–2001 m., Indija	Visoms šalims tarp BVP kintamumo ir akcijų rinkos kintamumo yra būdingas dvipusis priežastingumas, o ryšys teigiamas
Kearney, Daly (2010)	Apibendrintas mažųjų kvadratų metodas	1972–1974 m., Australija	Akcijų kintamumui reikšmingas yra pram. prod. indeksas

Rodriguez et al. (2002)	VAR	7 valstybės 1970–1996 m.	PPI yra reikšmingas tik JAV, Kanadai, Didžiąjai Britanijai ir Japonijai.
Sadorsky (2003)	Tiesinė regresija	1986–2000 m., JAV: Pacific Stock Exchange Technology 100 Index	PPI kintamumas statistiškai reikšmingas akcijų neapibrėžtumui (gražų standartiniam nuokrypiui)
Bittligmayer (1998)	Tiesinė regresija	1888–1940 m., Vokietija	Akcijų gražų kintamumo padidėjimas statistiškai reikšmingai mažina pramonės produkcijos indeksą.
Zakaria (2012)	VAR	2000–2012 m., Malaizija	Nėra jokio ryšio tarp pramonės produkcijos indekso kintamumo ir akcijų indekso
Attari et al. (2013)	VAR	1991–2012 m., Pakistanas	Neužfiksuota jokio ryšio tarp BVP ir akcijų gražos
Officer (1973)	VAR, tiesinė regresija	1929–1968 m., NYSE birža	Priežastingumas tarp PPI ir akcijų gražų kintamumų egzistavo tik vienu laikotarpiu (1929 – 1943 m .)
Stundžienė (2017)	VAR	1996 – 2016, Lietuvos duomenys	Akcijų indekso vertė yra reikšminga ekonomikos ciklui

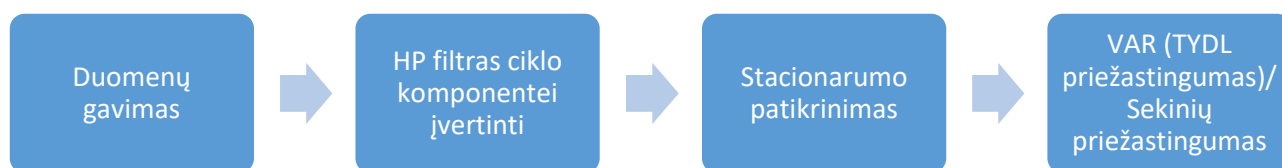
Apibendrinant literatūros teorinę apžvalgą galima daryti išvadas, kad akcijų rinkų svyravimai priklauso nuo verslo ciklo padėties ir šalies: tam tikrų valstybių akcijų rinkos svyravimai smarkiai padidėja, ekonomikai pasiekus pakilimą arba nuosmukį [3]. Dažnu atveju, tiek ekonomikos aktyvumui, tiek akcijų rinkų cikliniams svyravimams yra būdingas dvipusis ryšys. Taip pat akcijų rinkos dažnai lenkia verslo ciklą. Ciklui įvertinti empiriniuose tyrimuose yra naudojami skirtingi metodai: Schwert'as [1] ciklą įvertina kaip ekonomikos aktyvumo, valiutos, palūkanų kintamumą. Choudhry [3], [12] vertina verslo ciklą kaip pramonės produkcijos indekso augimą. Savo ruožtu Si et al. ir Khavari'is [7, 22] verslo ciklu laiko BVP arba pramonės produkcijos indekso liekaną, pritaikius HP filtrą. Akcijų rinkų svyravimams ir verslo ciklams būdingas persiliejinimo efektas, kai vienos šalies ekonomikos ciklo trukmė nulemia akcijų rinkų svyravimus ir atitinkamą ciklo padėtį kitose šalyse. Dažniausiai persiliejinimo efektu JAV ekonomika signalizuoja apie recesiją arba ekspansiją kitose šalyse [3, 16]. Tyrimo metodologijos aspektu siekiant patikrinti ryšį tarp laiko eilučių dažniausiai yra naudojami Grangerio priežastingumo testai su vektorine autoregresija, tiesinė regresija, netiesinis Grangerio priežastingumas, Markovo perjungimai arba neparimetriniai testai: bangelių analizė, kvantilinis priežastingumas. Kintamumui įvertinti empiriniuose tyrimuose yra galimas sąlyginio kintamumo modeliavimas arba standartinio nuokrypio skaičiavimas.

2. Ryšio tarp verslo ciklų ir akcijų rinkų ciklinių svyravimų tyrimo metodika

Šiame skyriuje yra išsamiai aprašoma metodika, kuri buvo panaudota tiriant ryšį tarp verslo ciklo ir akcijų rinkų, pristatoma, kokia programinė įranga ir statistiniai paketai buvo naudojami darbe iškeltiems uždaviniams pasiekti.

2.1. Tyrimo eiga

Analizei buvo pasirinktas 3 Baltijos šalių vietinių akcijų rinkų indeksas „NASDAQ OMX Baltic“ („OMX Vilnius“, „OMX Riga“, „OMX Tallinn“) ir, remiantis prieš tai atlikta mokslinės literatūros analize, 3 Baltijų šalių makroekonominiai rodikliai: BVP, PPI (žr. 1 lent.). Būtent šie rodikliai geriausiai nusako ekonomikos aktyvumą ir ciklus. Prieš pradėdant tyrimą, reikėjo suvienodinti originalių duomenų dažnius. Buvo pasirinktos mėnesio akcijų indekso uždarymo vertės atitinkamu ketvirčiu, o BVP – ketvirtinės reikšmės. Tokiu būdu užtikrinama, kad abi laiko eilutės būtų vienodo, t.y. ketvirtinio dažnio. Analogiškai yra padaroma ir su PPI rodikliu tik turint mėnesinius duomenis. Pasirinktam duomenų rinkiniui buvo pritaikytas Hodrick'o–Prescott'o (HP) filtras, kuris išskaido laiko eilutę į cikliškumo komponentę. HP filtras gali būti naudojamas ir prieš stacionarizuojant duomenis, kadangi HP filtras geba pašalinti vienetinės šaknies nestacionarumą iki 4 integravimo eilės. [41]



3 pav. Tyrimo eiga

Toliau atliekamas Dickey'o – Fuller'io stacionarumo testas, kadangi stacionarumas yra būtina sąlyga laiko eilučių analizei: prognozei atlikti, priežastingumui nustatyti. Vėliau yra sprendžiama, ar laiko eilutės turi vienetinę šaknį, o jos nesant panaudojamas pirmos eilės skirtumas. Užtikrinus duomenų tinkamumą panaudojamas VAR modelis, su pasirinktais vėlavimų skaičiais. Toliau atliekamas Grangerio priežastingumo testas ir impulsų analizė pagal impulsų atsakų funkciją (toliau – IRF).

2.2. Hodrick Prescott filtras

HP filtras dažnai yra naudojamas trendui panaikinti, kuomet gaunama laiko eilutė, kuri atspindi ilgalaikius, o ne trumpalaikius svyravimus. Šio filtro paskirtis – gauti ciklo komponentę.

Laiko eilutę sudaro augimo komponentė ir ciklo komponentė:

$$y_t = g_t + c_t, \text{ kur}$$

y_t – laiko eilutė

g_t – ciklo komponentė

c_t – ciklo komponentė

Toliau programiškai sprendžiamas yra šis optimizavimo uždavinys [42]:

$$\text{Min}_{\{g_t\}_{t=-1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

λ – teigiamas skaičius, baudžiantis augimo komponentės kintamumą funkcijoje.

Kuo didesnis šis parametras, tuo glodesnė gaunama laiko eilutė, pritaikius HP filtrą. Hodrick'as ir Prescott'as ketvirtiniams duomenims siūlo λ parametro reikšmę 1600, o mėnesiniams 14400.

2.3. Stacionarumas ir Grangerio priežastingumas

Kvedaras [43] išvardina priežastingumo išvardina tokius VAR modelio formavimo žingsnius:

- 1) kintamųjų parinkimas bei duomenų surinkimas
- 2) kintamųjų stacionarumo užtikrinimas
- 3) parametrų įvertinimas
- 4) VAR vėlavimų eilės p parinkimas
- 5) modelio adekvatumo analizė

Turint surinktus duomenis ir atlikus reikiamas transformacijas, tolesniame žingsnyje yra tikrinamas laiko eilučių stacionarumas, pagrindinė prielaida laiko eilučių ekonometrijoje. Kitaip tariant, reikia užtikrinti, kad laiko eilutės vidurkis ir dispersija būtų pastovūs. Reikėtų pabrėžti, kad ankstesniame žingsnyje pritaikytas HP filtras neužtikrina stacionarumo [2]. Patikrinti, ar laiko eilutės pasižymi stacionarumu arba atvirkščiai turi vienietinę šaknį, naudojamas Dickey'o – Fullerio testas (toliau – ADF).

Modelis:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t, \text{ kur}$$

α – konstanta

β – laiko trendo krypties koeficientas

α – konstanta

p – autoregresijos proceso vėlavimas, kuris yra parenkamas pagal Akaike ir Schwarz-Bayeso informacinius kriterijus.

Iškėlus hipotezę:

$H_0: \gamma = 0$, nestacionarus procesas

$H_a: \gamma < 0$, stacionarus procesas

Taigi ADF testas patikrina, ar praeitų laikotarpių reikšmės leidžia prognozuoti esamojo laikotarpio reikšmės. Nulinės hipotezės neatmetimas reiškia, kad egzistuoja vienietinė šaknis, o procesas yra nestacionarus, o nulinės hipotezės atmetimas informuoja apie stacionarumą. Tokiu atveju laiko eilutės yra transformuojamos, skaičiuojant skirtumą tarp stebėjimų kiekvienam kintamajam arba yra atliekamas kointegravimas.

Grangerio priežastingumo testas leidžia įvertinti, kaip vienos laiko eilutės praeitų stebėjimų pagalba galima prognozuoti kitą laiko eilutę. Šio metodo intuicija remiasi tuo, kad priežastingumas tarp 2 kintamųjų egzistuoja tada ir tik tada, kai įtraukimas kito kintamojo vėlavimų pagerina modelio prognozavimo galimybes.

Grangerio priežastingumui, iškeliamos hipotezės:

H_0 : Tarp NASDAQ OMX Baltic ir BVP, PPI nėra priežastingumo

$$H_a: \text{NASDAQ OMX Baltic} \rightarrow \text{BVP, PPI}; \text{BVP, PPI} \rightarrow \text{NASDAQ OMX Baltic}$$

Toliau tyrime yra panaudotas VAR modelis (vektorinė autoregresija).

Vektorinės autoregresijos metodas, pristatytas Sims'o [44] – tai dinaminis modelis, skirtas prognozei ir suprasti ryšius tarp skirtingų laiko eilučių. VAR modelį sudaro regresinio modelio lygčių sistema, kurioje yra bent 2 nepriklausomi kintamieji ir vienas kintamasis yra išreikštas kitu. Ekonomikoje VAR suteikia galimybę rasti ryšius tarp reiškinių, kurie iki šiol nebuvo žinomi. Pasak Sims'ą [44], jeigu vienas kintamasis yra išreikštas kitu, tuomet egzogeniniai kintamieji tampa endogeniniais. Vektorinės autoregresijos modelio išvystymas buvo motyvuotas tuo, kad anot Sims'o [44] struktūriniai modeliai ekonomikoje nėra visiškai tinkami, kadangi ekonomikoje visi kintamieji turėtų būti susiję tarpusavyje, dėl to klasifikacija į endogeninius ir egzogeninius neturi jokio pagrindo. Taigi visi VAR modelio kintamieji priklauso nuo kitų kintamųjų ir savo vėlavimų.

Priėmus tokią prielaidą, kiekviena lygtis turi tokį patį regresorių skaičių. Šio modelio principas yra tas, kad kintamieji yra laikomi endogeniniais.

Tyrime yra naudojamas Toda'os – Yamamoto'o priešastingumo testo versija. Šis testas analogiškai naudoja VAR modelį, tačiau jo privalumas prieš klasikinį Grangerio priešastingumo testą – minimizuoja riziką, susijusią su netinkama integravimo eile. Šis testas nereikalauja laiko eilučių stacionarumo, kadangi pats testas padidina modelio vėlavimų eilę maksimalia integravimo eile. Taip yra užtikrinama, kad Wald'o testo statistika turėtų standartinę chi-kvadrato asimptotinę pasiskirstymą, nepriklausomai nuo integravimo eilės.

Viena svarbiausių uždavinių VAR modelyje yra pasirinkti optimalų vėlavimų skaičių. Optimalus vėlavimų skaičius yra parenkamas vadovaujantis informaciniais kriterijais: Akaike informacinis kriterijus, Schwarz'o–Bayes'o informacinis kriterijus, Hannan'o–Quinn'o informacinis kriterijus:

$$AIC(n) = \ln \left| \sum_u^{\tilde{n}} n \right| + \frac{2}{T} nK^2$$

$$HQ(n) = \ln \left| \sum_u^{\tilde{n}} n \right| + \frac{2 \ln(\ln(T))}{T} nK^2$$

$$SC(n) = \ln \left| \sum_u^{\tilde{n}} n \right| + \frac{\ln(T)}{T} nK^2$$

kur n žymi parametrų skaičių kiekvienoje lygtyje.

Skirtumas tarp šių 3 informacinių kriterijų yra tas, kad AIC nėra toks jautrus, kaip HQ ir SC , tačiau esant mažai imčiai AIC dažnai yra tinkamesnis. Praktikoje, kai imtis yra pakankamai didelė, AIC siūlo aukštesnės eilės vėlavimus, o SC žemesnės eilės.

VAR modelyje paprastai yra tikrinama autokoreliacijos prielaida.

Nepaisant to, kad atskiros autoregresijos lygties įverčiai visada yra paslinkti, VAR modeliui paslinktumo problema nėra būdinga. Visų pirma tai yra išsprendžiama tuo, kad VAR modeliai paprastai turi pakankamai daug stebėjimų, o didėjant stebėjimų skaičiui nagrinėjamas parametras vis mažiau skiriasi nuo tikrosios vertės, o taip pat tai yra pagrindžiama ir tuo, kad VAR modelyje paklaidos yra baltasis triukšmas, o pastarasis gaunamas tada, kai paklaidos nėra autokoreliuotos. Be to, VAR modeliai turi dar vieną savybę – parametrams nėra būdingas vienalaikiškumas. Kitaip tariant kiekvieną VAR modelio lygtį galima nagrinėti atskirai, nes gautos paklaidos yra baltasis triukšmas, vadinasi ir parametrai yra suderinti.

VAR modelį sudaro kelių lygčių sistema: kairę pusę sudaro konstanta ir abiejų kintamųjų vėlavimai, šiuo atveju NASDAQ OMX Baltic indekso vertės ir (BVP, PPI), o taip pat paklaidos, atspindinčios baltąjį triukšmą:

$$\begin{aligned}
 y_{1,t} &= c_1 + \phi_{11,1}y_{1,t-1} + \phi_{12,1}y_{2,t-1} + e_{1,t} \\
 y_{2,t} &= c_2 + \phi_{21,1}y_{1,t-1} + \phi_{22,1}y_{2,t-1} + e_{2,t}, \text{ kur} \\
 y_{1,t} &\text{ – NASDAQ OMX Baltic indeksas} \\
 y_{2,t} &\text{ – BVP, PPI} \\
 c_1, c_2 &\text{ – konstanta} \\
 e_{1,t}, e_{2,t} &\text{ – baltasis triukšmas}
 \end{aligned}$$

Kadangi dirbama su ketvirtiniais duomenimis maksimalus vėlavimų skaičius sudarys 8. Parinkti optimalų vėlavimų skaičių padėtų AIC, BIC ir HQC (Hannan'o – Quinn'o informacinis kriterijus). Sukūrus geriausius skirtingus modelius pagal 3 informacinius kriterijus, galutiniu pasirenkamas tas, kurio paklaidose nėra autokoreliacijos, arba p reikšmė yra aukščiausia, o taip pat tas, kurio paklaidos yra normaliai pasiskirsčiusios arba p reikšmė yra mažiausia. Bendru atveju, VAR modelio paklaidos turi tenkinti šias sąlygas:

- $E(e_t) = 0$; paklaidų vidurkis yra lygus 0
- $E(e_t e_t') = \Omega$; kovariacijų matrica Ω yra teigiamai apibrėžta
- $E(e_t e_{t-k}') = 0$; paklaidos nėra autokoreliuotos

Galutinis sprendimą apie tarpusavio ryšį yra priimamas remiantis F-statistika, kurios formulė gali būti užrašyta šia forma:

$$F = \frac{\left(\frac{RSS_1 - RSS_2}{q}\right)}{\left(\frac{RSS_2}{n - k - 1}\right)}, \text{ kur}$$

RSS_i – paklaidų kvadratų suma
 n – stebėjimų skaičius
 k – kintamųjų skaičius
 q – laisvės laipsnių skaičius

RSS žymi apriboto ir neapriboto modelio liekanų kvadratų sumas. Šiuo atveju RSS_1 yra apriboto modelio paklaidų kvadratų suma, o RSS_2 atitinkamai neapriboto. Gavus F-statistiką, ši yra palyginama su kritine reikšme, ją viršijus, atmetama hipotezė apie priešastingumo nebuvimą (priešastingumas egzistuoja), o neviršijus, neatmetama (priešastingumo nėra). Priešastingumas pasako, kad vienos laiko eilutės praeitis yra naudinga prognozuojant kitą laiko eilutę.

Anot Kvedaro [43] galutiniam F-testo rezultatui didžiulę įtaką gali daryti ne tik korektiška VAR modelio specifikacija ir korektiškas vėlavimų skaičius, bet ir duomenų dažnis ir sezoniškumas: ketvirtiniai ir mėnesiniai duomenys gali duoti skirtingus rezultatus.

Atlikus TYDL priešastingumo testą, atliekamas panelinis Grangerio priešastingumo testas pagal Dumitrescu–Hurlin'o metodologiją. Ši metodologija turi kelis skirtumus lyginant su ankstesniu testu. Dumitrescu–Hurlin'o testas nekointegruoja laiko eilučių, kaip tai yra daroma TYDL teste. Sekinių priešastingumo testo nulinė hipotezė yra, kad nei vienoje iš grupių nėra priešastingumo, tuo tarpu alternatyvi hipotezė pasako, kad egzistuoja heterogeniškumas, kitaip tariant bent vienai grupei priešastingumas yra statistiškai reikšmingas. Ne mažiau yra svarbus ir kitas aspektas Dumitrescu–

Hurlin'o testo veikimas yra pagrįstas tuo, nebūtinai kiekvienai grupei yra naudojamas tas pats regresijos modelis ir tie patys koeficientai, – jie gali skirtis.

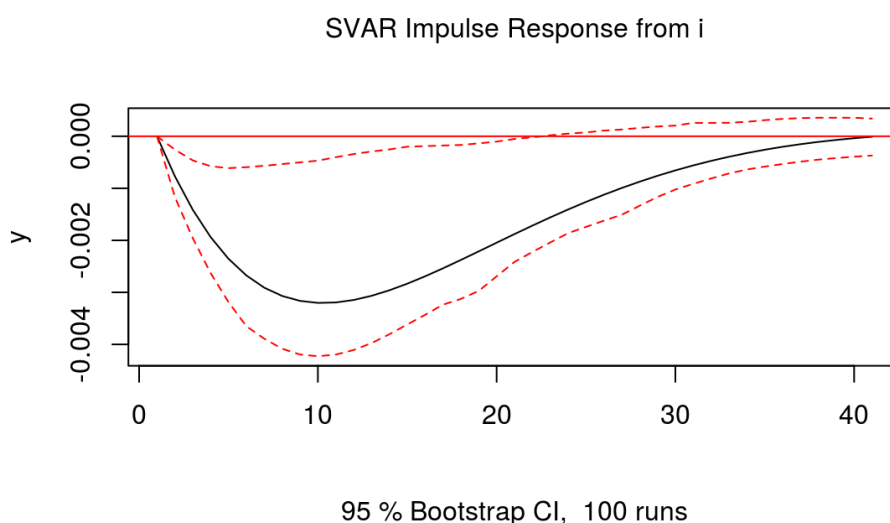
Be to, Wald'o testo statistika nėra pasiskirsčiusi pagal chi kvadrato skirstinį. Wald'o statistika yra pagrįsta tokiu principu: gaunama kiekvienos grupės Wald'o testo statistika, o vėliau skaičiuojamas šių statistikų vidurkis. Wald'o statistikos yra nepriklausomai pasiskirsčiusios su baigtiniais antros eilės momentais. Yra daroma prielaida, remiantis centrine ribine teorema, kad Wald'o statistikų vidurkis yra standartizuotas tada, kai grupių skaičius sekinių duomenyse artėja link begalybės.

Dumitrescu–Hurlin'o testui yra būtinos šios prielaidos:

- 1) Kiekvienos sekinių duomenų grupės paklaidos yra nepriklausomai ir normaliai pasiskirsčiusios.
- 2) Paklaidos tarp visų grupių yra nepriklausomos.
- 3) Laiko eilučių stacionarumas.
- 4) Grupės turi būti subalansuotos: kiekvienos grupė turi tiek pat stebėjimų laike.

Kartu su VAR modeliais praktikoje neretai yra naudojamas reakcijų į impulsus analizė, dar vadinama IRF analize.

padėsianti įvertinti kaip reaguoja vienas kintamasis į kito kintamojo šokus. Tai leistų įvertinti, kiek laiko išlieka impulsas. IRF analizė taip pat praverčia identifikuojant, kurio kintamojo šokai daro didžiausią įtaką visų turimų VAR sistemos kintamųjų reikšmėms. Reakcijos į impulsus funkcija paprastai yra pateikiama grafine forma, vaizduojant vieno kintamojo vektoriaus reakcijos kitimą į kito kintamojo vektoriaus impulsą laike. Bendru atveju reakcijų į impulsus interpretavimas yra pagrįstas tuo, kad vieno standartinio nuokrypio šokas į x kintamąjį padidina (sumažina) y kintamąjį per atitinkamą laikotarpį. Šokas grafine išraiška yra interpretuojamas standartinės paklaidos pagalba: jeigu yra neigiamas šokas, tuomet atsako trūkmę žymi žemutinė pasikliautino intervalo riba, o esant teigiamam šokui, atitinkamai viršutinė pasikliautino intervalo riba. Žemiau pavaizduotame grafike galima matyti, kad i kintamojo impulsai y kintamąjį veikia neigiamai ir šis poveikis trunka nuo 1-ojo iki 20-ojo laikotarpio, o vėliau nuslopsta.



4 pav. IRF grafikas. Šaltinis: [45]

Praktinis IRF analizės taikymas reikalauja, kad paklaidos nebūtų tarpusavyje koreliuotos. Jeigu paklaidos yra vienalaikiai koreliuotos (neortogonalios), tada paklaidų kovariacijų matrica nėra diagonali. Pavyzdžiui, jeigu VAR modelyje paklaidos koreliuoja tarpusavyje, impulsai vienu metu gali veikti keletą sistemos kintamųjų. Todėl toks modelis būtų nekorektiškas. Nepaisant to, kad šiame tyrime nėra tiriami daugianariai VAR modeliai, koreliacijos buvimas tarp paklaidų, gali pabloginti IRF analizės rezultatus ir pateikti klaidinančius rezultatus. Tam, kad paklaidų tarpusavio koreliacijos būtų išvengta yra naudojama Cholesky'o dekompozicija, kuri remiasi liekanų ortogonalizavimo procedūra. Šios procedūros esmė – gautas VAR lygčių sistemas transformuoti į struktūrinę lygtį, pasižymintia griežta rekursine sistema, kur vienas kintamasis yra egzogeninis kitų kintamųjų atžvilgiu, o antrasis kintamasis egzogeninis visų atžvilgiu, išskyrus pirmąjį kintamąjį. Taigi toks rikiavimas padeda išvengti paklaidų neortogonalumo, tačiau Cholesky'o dekompozicija yra naudinga tik tada, kai paklaidos stipriai koreliuoja, kitokiu atveju ji nėra aktuali.

Tam, kad autokoreliacijos tarp paklaidų būtų išvengta, vėlavimų skaičius yra parenkamas vadovaujantis taip pat ir autokoreliacijos testais. Tam yra naudojamas Portmanteau testas ir Breusch'o – Godfrey'io testas. Portmanteau testo statistikos yra pasiskirsčiusios pagal chi kvadratą ir apima tokią išraišką:

$$Q_h = T^2 \sum_{j=1}^h tr(C_j' C_0^{-1} C_j C_0^{-1}),$$

kur C_i – tai paklaidų sandaugų suma

Portmanteau testas, naudojamas autokoreliacijai patikrinti, yra dar vadinamas Ljung'o – Box'o testu Breusch'o – Godfrey'io statistika apibrėžiama taip:

$$LM_h = T(K - tr(\sum_R^{-1} \sum_e)),$$

kur $(\sum_R^{-1}$ ir $\sum_e)$ yra paklaidų kovariacijos matricos atitinkamai apriboto ir neapriboto modelio. Taip pat kaip ir Portmanteau statistika, LM statistika priklauso chi kvadrato skirstiniui.

Abiejų testų nulinė hipotezė sako, kad visos tiriamos paklaidų autokoreliacijos su atitinkamu reikšmingumo lygmeniu nesiskiria nuo nulio.

2.4. Empiriniam tyrimui naudojamų duomenų paruošimas

Tyrime yra naudojami makroekonominiai duomenys: pramonės produkcijos indeksas ir bendrasis vidaus produktas; ir taip pat akcijų duomenys – NASDAQ OMX Baltic vietinių rinkų indekso vertės („OMX Vilnius“, „OMX Riga“, „OMX Talinn“). Tyrimas apima 3 Baltijos šalis: Lietuvą, Latviją, Estiją. Pramonės produkcijos indekso duomenys buvo išgauti iš OECD atvirosios duomenų bazės, BVP duomenys iš Sent Luiso Federalinių rezervų banko duomenų bazės, o NASDAQ OMX Baltic indekso vertės iš NASDAQ vertybinių popierių biržos puslapio. 2000 – 2020 m. laikotarpis buvo pasirinktas siekiant užtikrinti maksimaliai ilgą laiko eilutę, kadangi tyrimo objektas yra cikliniai svyravimai, o vieno ciklo trukmė išsivysčiusiose šalyje gali siekti apie 10 metų. Laiko eilutė baigiasi 2020 m., kadangi nebuvo prieinamų Estijos pramonės produkcijos indekso duomenų už 2021 m.

Taigi šiame tyrime bus tiriami skirtingų dažnių duomenys. Pramonės produkcijos indekso duomenys yra skelbiami kiekvieną mėnesį, o bendrojo vidaus produkto duomenys tik kartą per ketvirtį.

4 lentelė. Duomenų apžvalga

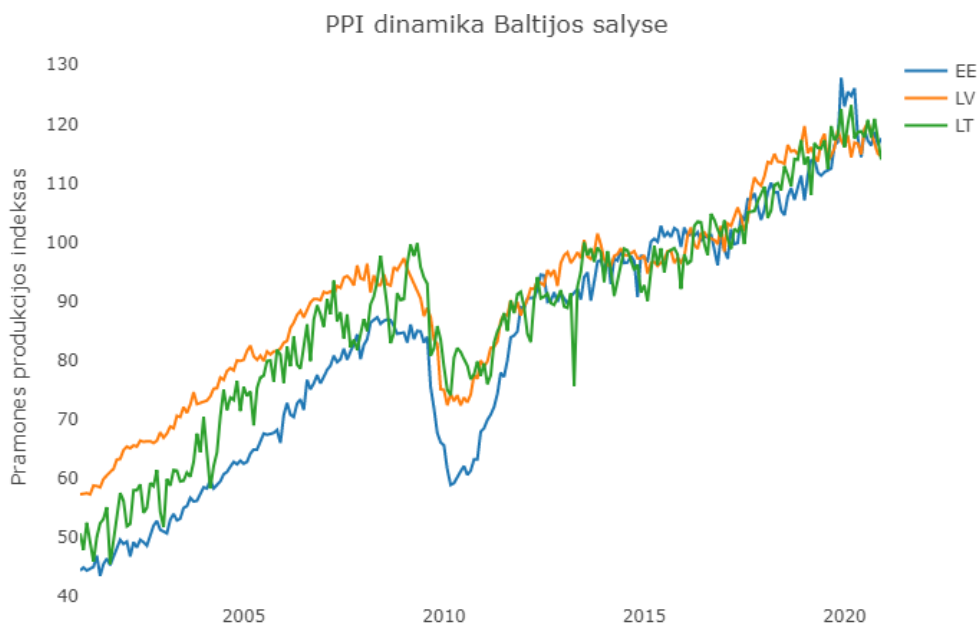
Kintamasis	Metai	Šalis
NASDAQ OMX Baltic indeksas	1) 2000 1 ketv.–2020 4 ketv. 2) 2000-01–2020-12	Lietuva, Latvija, Estija
BVP	2000 1 ketv.–2020 4 ketv. (84 stebėjimai)	
PPI	2000-01–2020-12 (756 stebėjimai)	

Pirmiausia, makroekonominiai duomenys yra logaritmuojami. Pritaikius HP filtrą PPI laiko eilutei, galima pastebėti, kad Lietuvos rodiklis labai dažnai keičia kryptį, pavyzdžiui yra matomi dažni rodiklio šuoliai iki pat 2009 m. Vėliau stiprus kritimas yra užfiksuojamas tik 2012 m (žr. 1 priedą).

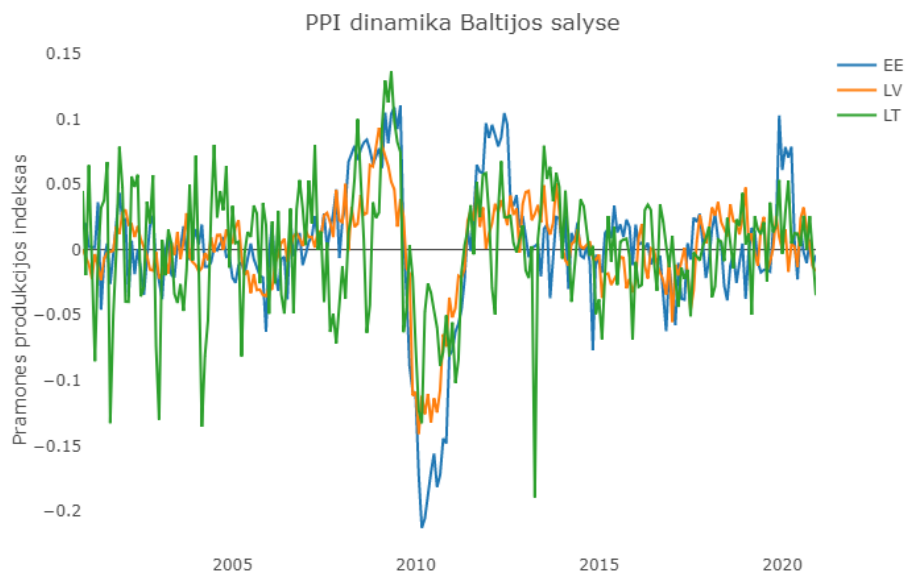
Pramonės produkcijos indekso turima 756 stebėjimų, po 252 kiekvienai šaliai.

Remiantis žemiau pateiktu grafiku, galima pastebėti, kad PPI duomenims yra būdingas augantis trendas. Originalūs duomenys parodo, kad PPI nuosekliai augo iki pat 2008 m. rugsėjo mėn., kol neužfiksuoja staigaus kritimo, kuris tęsiasi iki 2009 m. rugsėjo mėnesio imtinai ir pradeda grįžti į ankstesnę lygį. Lietuva taip pat patyrė didžiausią nuosmukį per 2008 – 2009 m. krizę, kuris siekė beveik 13 proc., kai Estijos ekonomika užfiksavo 9 proc. kritimą (žr. 1 priedą).

Taip pat yra pastebimas staigus kritimas Lietuvos PPI 2012 m. gegužės mėnesį, kuris nebuvo užfiksuotas Latvijoje ir Estijoje.



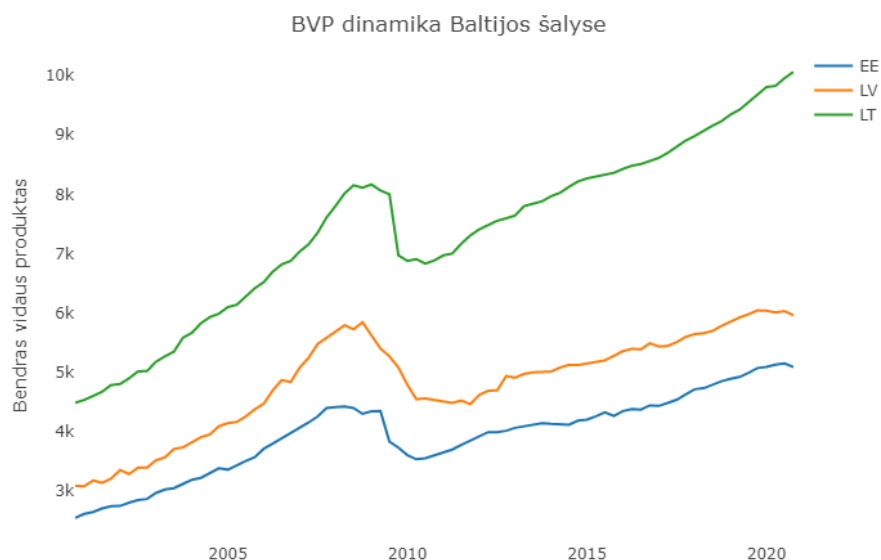
5 pav. Pramonės produkcijos indekso dinamika Baltijos šalyse



6 pav. Pramonės produkcijos indekso ciklo komponentės dinamika Baltijos šalyse

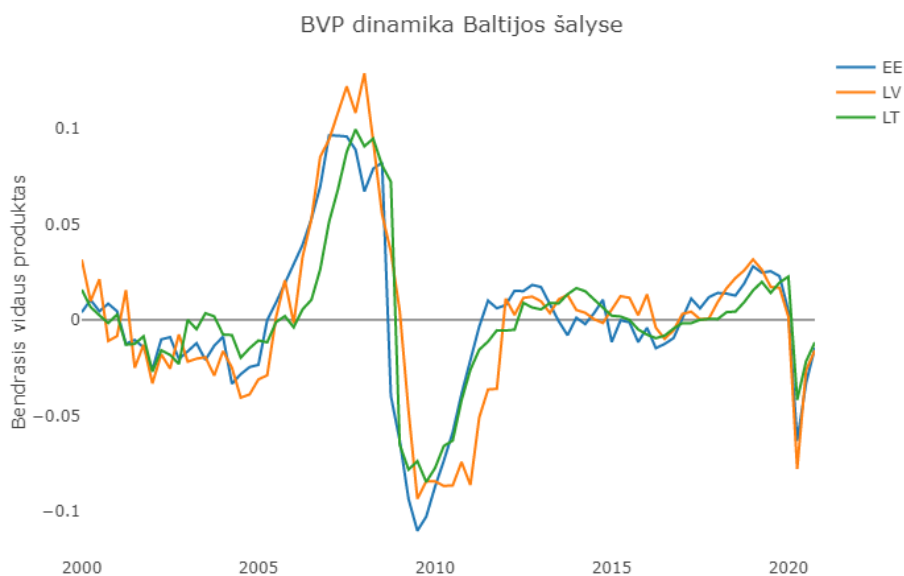
Remiantis 6 pav., kuriame yra pavaizduota cikliškumo komponentė, galima daryti išvadą, kad per 2000–2020 m. laikotarpį sudaro bent 1 ciklas, kuris tęsiasi nuo pat tiriamojo laikotarpio pradžios, kai ekonomika patiria ekspansiją iki pat 2008 m., kol nėra patiriama finansinė krizė. Nuo 2009 m. prasideda atsigavimo laikotarpis.

BVP turimoje laiko eilutėje yra 84 stebėjimų, po 28 stebėjimus kiekvienai šaliai. BVP dinamikos grafikas parodo, kad taip pat kaip ir PPI rodiklio atveju, BVP nuosekliai auga iki 2008 3 ketvirčio, kuriame ekonomika patiria recesiją. Taip pat galima pastebėti, kad trendas po 2008 m. finansinės krizės nėra toks staigus, kaip iki krizės. Lietuvos BVP grįžo prie ikikrizinio lygio tik 2013 m. antroje pusėje, Estija 2015 m. 2 ketvirtį, o Latvijos ekonomika negrįžo prie ankstesnio lygio iki 2021 m. Aukščiausias BVP augimas Lietuvoje buvo užfiksuotas 2003 m. 1 ketvirtyje, kuris viršijo 4 proc., o didžiausias neigiamas augimas 2009 m. 1 ketvirtį ir sudarė apie 13 proc. Latvijoje aukščiausias nuosmukis buvo užfiksuotas 2020 m. 2 ketvirtį. Tuo tarpu Estijoje aukščiausias kritimas įvyko 2008 m. 4 ketvirtį siekdamas 12 proc., o aukščiausias augimas buvo pasiektas 2005 m. 2 ketvirtį (žr. 1 priedą).



7 pav. BVP dinamika Baltijos šalyse

8 pav., kuriame yra pavaizduota BVP rodiklio ciklo komponentė, be 2008 m. kritimo yra pastebimi recesijos požymiai Latvijoje ir Estijoje, kadangi pirmus 2 ketvirčius BVP augimas yra neigiamas. Tačiau Lietuvos BVP užfiksavo neigiamą augimą tik 1 ketv. 2020 m. Šis kritimas gali būti siejamas su COVID-19 pandemija visame pasaulyje.



8 pav. BVP ciklo komponentės dinamika Baltijos šalyse

Turint makroekonominčius duomenis, iš NASDAQ Baltic internetinio puslapio yra išgaunami akcijų duomenys: Vilniaus, Rygos ir Talino vertybinių popierių biržos indeksai. Tyrime naudojami dienos uždarymo kainos. Norint suvienodinti duomenų dažnius tarp makroekonominių duomenų ir akcijų duomenų yra imamos mėnesio ir ketvirčio uždarymo kainos. Kadangi tam tikrais mėnesiais paskutinė mėnesio diena, kai vyko prekyba, skyrėsi tarp šalių, yra pašalinamos šios datos: 2005-10-31, 2007-04-30, 2011-10-30, 2012-04-30, 2013-12-30, 2018-04-30, 2011-10-31.

Kaip ir makroekonominiai duomenys akcijų indekso vertės taip pat yra logaritmuojamos prieš pritaikant HP filtrą.

Priežastingumo testuose be akcijų indekso vertės ciklo komponentės, yra naudojamos, tiek akcijų gražos ir akcijų gražų kintamumas. Akcijų gražai gauti yra skaičiuojamas esamojo ir praėjusio laikotarpių logaritmuotas indekso verčių santykis:

$$R_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

Akcijų gražų kintamumas yra skaičiuojamas pritaikant standartinio nuokrypio formulę, kaip tai buvo aprašyta Schwert'o [1]:

$$\hat{\sigma}_t^2 = \sum_{i=1}^{N_t} (R_{it} - \bar{R}_t)^2,$$

kur R_{it} – i - tosios dienos graža,

\bar{R}_t – t -ojo mėnesio dieninių gražų vidurkis,

N_t – dieninių gražų skaičius.

Remiantis žemiau pateiktu grafiku, akivaizdu, kad akcijų rinkos dinamika smarkiai nesiskiria nuo tyrime naudojamų makroekonominių duomenų – pramonės produkcijos indekso ir bendrojo vidaus produkto. Visų 3 šalių akcijų rinkos užfiksuoja kritimą prieš 2008 m. recesiją. Tiesa, šis neigiamas augimas pasireiškia anksčiau negu ekonomikos aktyvume, 2007 m. rugsėjo mėnesį, kai ekonomikoje atsiliepė tik po metų. Be to, indeksai į savo ankstesnį lygį sugrįžta skirtingu laikotarpiu: Talino indeksas grįžta prie ikikrizinio lygio 2016 m. balandį, Vilniaus ir Rygos indeksai atitinkamai 2017 m. gegužę ir kovą.

OMX Talino indeksas augo stipriausiai 2008 m. rugpjūtį apie 13 proc., OMX Vilnius 2008 m. spalį, o OMX Riga 2020 m. kovo pirmoje pusėje, jų augimai atitinkamai sudarė 12 proc. ir 13 proc. Taip pat Talino akcijų indeksas per visą tiriamąjį laikotarpį patyrė didžiausią neigiamą augimą 2020 m. kovo mėn., kuris sudarė 10 proc., Rygos indeksas labiausiai krito kovo pirmoje pusėje, indeksui siekiant apie 15 proc., tuo tarpu OMX Vilnius labiausiai smuko 2011 m. lapkričio mėn. (žr. 1 priedą).



9 pav. „NASDAQ OMX Baltic“ vietinių indeksų dinamika Baltijos šalyse

3. Ryšio tarp verslo ciklų ir akcijų rinkų ciklinių svyravimų tyrimo rezultatai

3.1. NASDAQ OMX Baltic indeksas ir ekonominis ciklas

5 lentelėje galima matyti sekinių priežastingumo analizės rezultatus tarp akcijų indekso ir ekonominių kintamųjų. Sekinių grupes sudaro 3 Baltijos šalių vietiniai akcijų indeksai: „OMX Vilnius“, „OMX Riga“, „OMX Tallinn“; ir kiekvienos šalies makroekonominiai rodikliai: Lietuvos, Latvijos, Estijos

Remiantis žemiau pateikta 5 lentele, galima teigti, kad sekinių priežastingumas pagal Dumitrescu–Hurlin‘o metodologiją egzistuoja tarp visų nagrinėtų kintamųjų. Iš sekinių analizės priežastingumo testo rezultatų matyti, kad beveik visi ryšiai yra dvipusiai, tačiau tai negalioja tik pramonės produkcijos indekso ir NASDAQ OMX Baltic indekso kintamumui, kadangi tik NASDAQ OMX Baltic indekso gražų kintamumas veikia pramonės produkcijos indekso ciklo komponentę, atvirkštinis ryšys tuo tarpu yra statistiškai nereikšmingas. Taigi hipotezė apie tai, kad bent vienai grupei neegzistuoja priežastingumas tarp tiriamų kintamųjų – nėra atmetama, išskyrus ryšį, kuris nusako, kad NASDAQ OMX Baltic indekso gražų kintamumas yra veikiamas pramonės produkcijos indekso.

5 lentelė. Sekinių analizės priežastingumo testo rezultatai

Kintamasis	PPI (ciklo komponentė)	BVP (ciklo komponentė)
NASDAQ OMX Baltic indekso gražos	OMX ↔ PPI (0.025, 0.000)	OMX ↔ BVP (0.000, 0.000)
NASDAQ OMX Baltic (ciklo komponentė)	OMX ↔ PPI (0.000, 0.015)	OMX ↔ BVP (0.000, 0.000)
NASDAQ OMX Baltic indekso gražų kintamumas	OMX → PPI (0.000, 0.8015)	OMX ↔ BVP (0.000, 0.000)

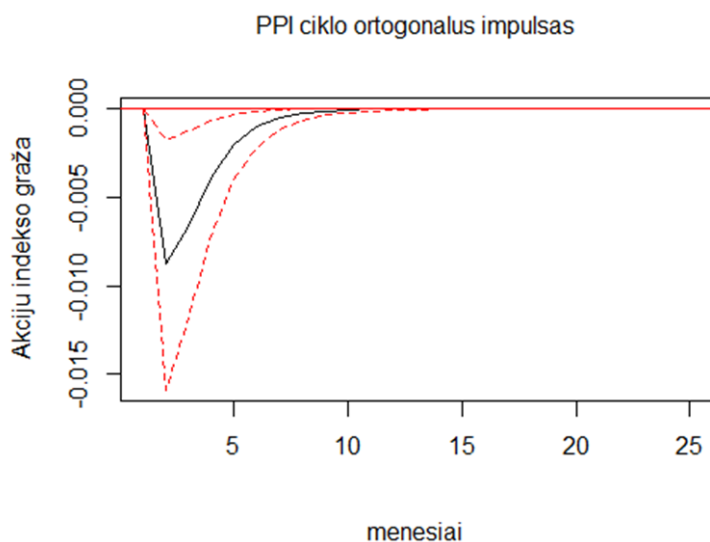
3.2. Ryšys tarp „OMX Vilnius“ indekso ir ekonominio ciklo

6 lentelė. TYDL priežastingumo testo rezultatai. Lietuva

Kintamasis	PPI (ciklo komponentė)	BVP (ciklo komponentė)
OMX Vilnius (graža)	OMX ← PPI (0.943, 0.011)	OMX ↔ BVP (0.000, 0.002)
OMX Vilnius (ciklo komponentė)	OMX → PPI (0.000, 0.239)	OMX → BVP (0.000, 0.103)
OMX Vilnius indekso kintamumas	OMX – PPI (0.415, 0.071)	OMX → BVP (0.000, 0.440)

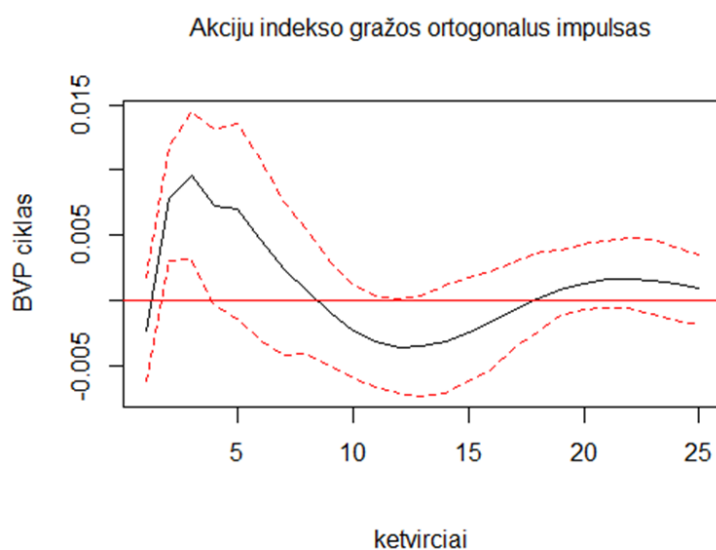
Atlikus TYDL priežastingumo testus atskirai Lietuvos duomenimis buvo gauti tokie rezultatai: tarp PPI ciklo komponentės ir „OMX Vilnius“ akcijų indekso gražos egzistuoja vienpusis ir statistiškai reikšmingas ryšys, kuriame akcijų graža yra veikiamas PPI ciklo komponentės (žr. 6 lent.). Šis modelis buvo generuotas pagal VAR(1), taigi PPI iki praeito laikotarpio vėlavimo yra statistiškai reikšmingas

„OMX Vilnius“ indeksui. P reikšmė šio priežastingumo ryšio sudarė 0.011. Atvirkštinio ryšio p reikšmė labai stipriai viršijo nustatytą pasiklivimo lygmenį, p reikšmė šiuo atveju buvo lygi 0.943. Analizuojant šių kintamųjų poros IRF funkciją (žr. 10 pav.) akivaizdu, kad pramonės produkcijos indekso ciklo komponentės poveikis daro neigiamą įtaką akcijų indekso santykiniam augimui ir PPI šoko poveikis tęsiasi nuo 1 laikotarpio ir nuslopsta apytiksliai praėjus 8 periodams. Taigi staigi ekonomikos ekspansija sumažina grąžas akcijų rinkoje.



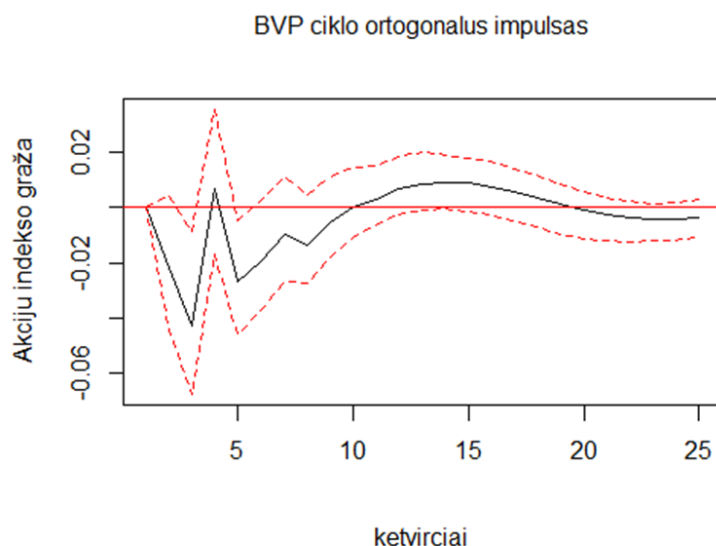
10 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, PPI ciklas → akcijų indekso grąža, Lietuva

Tuo tarpu ryšys tarp „OMX Vilnius“ akcijų indekso grąžų ir BVP ciklo komponentės yra dvipusis ir statistiškai reikšmingas, gautos p reikšmės yra minimalios. Šis rezultatas buvo gautas su modeliu VAR(4), vadinasi galima teigti, kad BVP ciklo ir akcijų grąžos ryšys gali būti paaiškinamas iki pat 4 laikotarpio vėlavimo. Turint omenyje, kad duomenys šiam ryšiui yra ketvirtiniai, tai pasako, kad praėjusių metų BVP ciklo komponentė ir akcijų grąžos veikia viena kitą.



11 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų indekso grąža → BVP ciklas, Lietuva

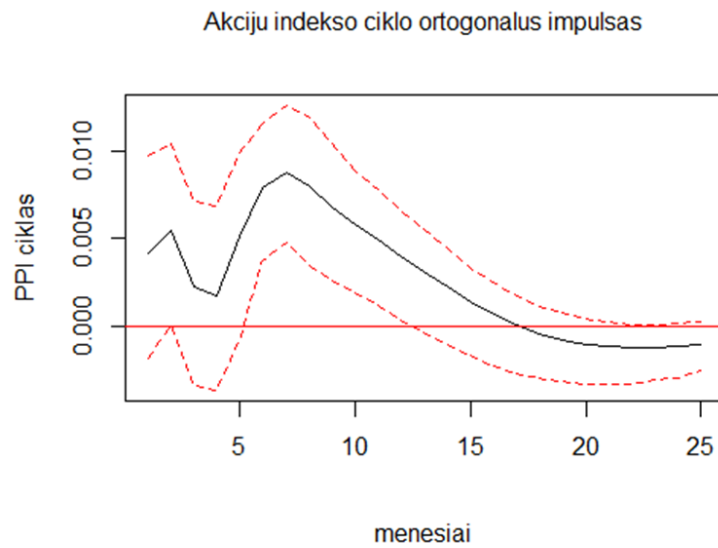
Verta atkreipti dėmesį, kad turint dvipusį ryšį gaunamos 2 reakcijų į impulsus funkcijos, abiejų kintamųjų reakcijos į impulsus yra skirtingų ženklų. Pavyzdžiui, akcijų gražų šokas sukelia teigiamą šoką BVP ciklui, kuris tęsiasi apie 2 laikotarpius, nuo 2 iki 4 (žr. 11 pav.). Esant BVP ciklo šokui akcijų gražos sureaguoja neigiamai (žr. 12 pav.). Galima pastebėti, kad akcijų gražos reaguoja neigiamai ir ši reakcija išlieka nuo 2 iki 3 laikotarpio, kol nuslopsta, o vėliau nuo 5 iki 6 laikotarpio. Visgi palyginus, pastarasis poveikis nėra toks reikšmingas kaip sukeltas akcijų gražų.



12 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų indekso gražos, Lietuva

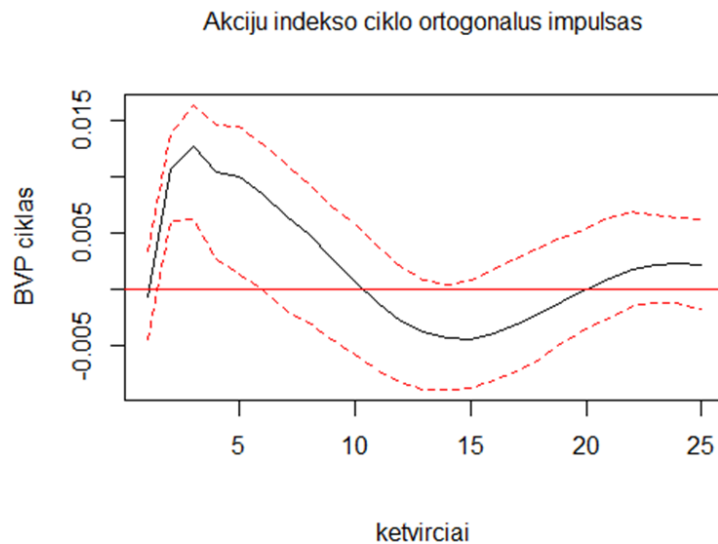
Nagrinėjant ryšius tarp „OMX Vilnius“ indekso vertės ciklo komponentės ir pramonės produkcijos indekso ciklo komponentės, verta atkreipti dėmesį į tai, kad vietinė akcijų rinka statistiškai reikšmingai veikia Lietuvos ekonomikos ciklą (žr. 6 lent.). Modelis, kuriame yra nagrinėjamas PPI cikliškumas, sudarė 3 akcijų indekso vėlavimus – VAR(5), o tarpusavio ryšio testas tarp BVP ciklo komponentės buvo sugeneruotas su VAR(4+1) modeliu, kur reikėjo pirmos eilės integravimo dėl akcijų indekso komponentės nestacionarumo. Priežastingumas tarp „OMX Vilnius“ indekso ciklo komponentės ir PPI ciklo komponentės, pastarosios kryptimi, yra statistiškai reikšmingas su minimalia p reikšme, tuo tarpu atvirkštinis ryšys stipriai skiriasi nuo pasiklovimo lygmens, kuris yra lygus 0.05.

Remiantis 13 pav., galima daryti išvadą, kad „OMX Vilnius“ indekso ciklo komponentės impulsas padaro santykinai stiprų teigiamą poveikį, kuris trunka apie 8 – 9 periodus, prasidedant nuo 5 iki 13-14.



13 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → PPI ciklas, Lietuva

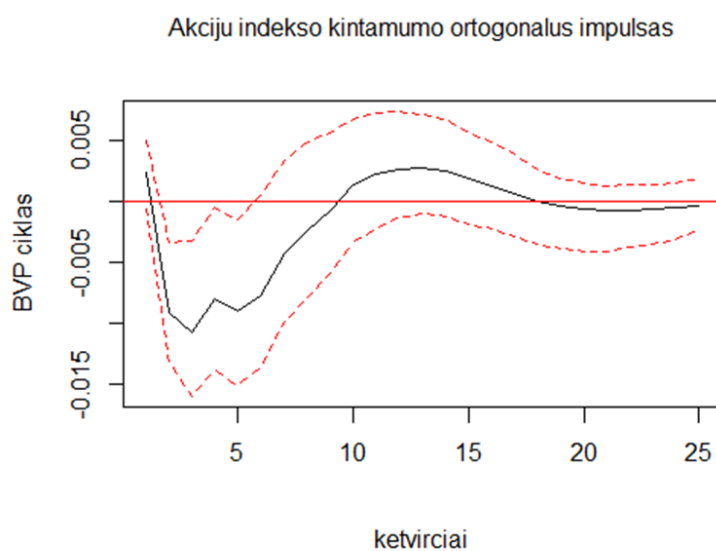
Palyginimui, akcijų indekso ciklo komponentės impulso poveikis BVP ciklo komponentei prasideda nuo 1-ojo laikotarpio ir išlieka reikšmingas apie 7 periodus (žr. 14 pav.). Taigi nepriklausomai nuo ekonomikos ciklo aproksimacijos: BVP ir PPI; priešastingumas nesiskiria.



14 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → BVP ciklas, Lietuva

Vėliau atliekamas priešastingumo testas tarp akcijų indekso kintamumo, matuojamo standartiniu nuokrypiu, ir makroekonominių kintamųjų cikliškumo komponentių. Akcijų indekso kintamumo ryšys su PPI ciklu yra statistiškai nereikšmingas ir nestipriai viršija nustatytą pasiklovimo lygmenį, lygų 0.05.

Skirtingi rezultatai buvo gauti siekiant nustatyti priežastingumą tarp akcijų indekso kintamumo ir BVP ciklo komponentės. Įvertinus BVP ciklo komponentės reakciją į akcijų indekso kintamumo staigų augimą, galima pastebėti, kad poveikis tarp turimų kintamųjų yra neigiamas, o neigiama reakcija į akcijų kintamumo šoką išlieka tokia apie 6 periodus, nuo 1-ojo iki 6-ojo. Galima teigti, kad akcijų indekso kintamumo poveikis BVP ciklui gali būti klasifikuojamas kaip vidutinio laikotarpio poveikis.



15 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumams → BVP ciklas, Lietuva

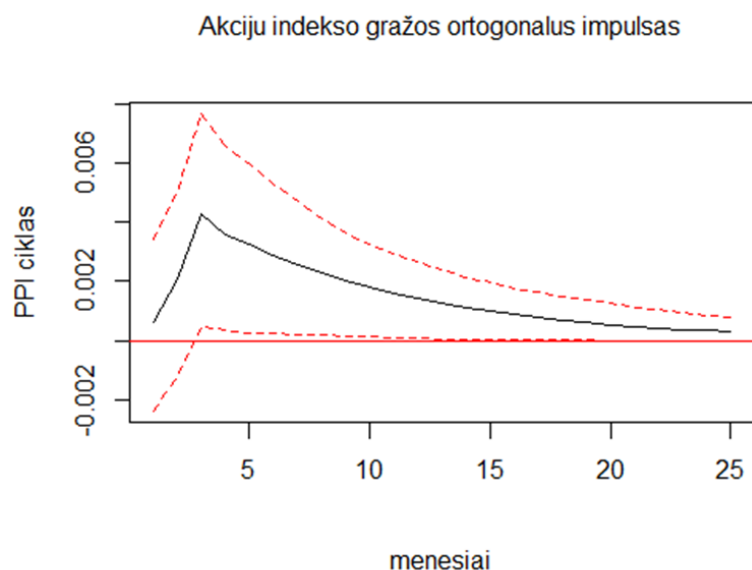
3.3. Ryšys tarp „OMX Riga“ indekso ir ekonominio ciklo

Remiantis 7 lent. yra matomas dvipusis priežastingumas tarp Rygos indekso „OMX Riga“ grąžų ir pramonės produkcijos indekso, šis priežastingumas buvo nustatytas VAR modeliu su sistema iki 2 vėlavimų.

7 lentelė. TYDL priežastingumo testo rezultatai. Latvija

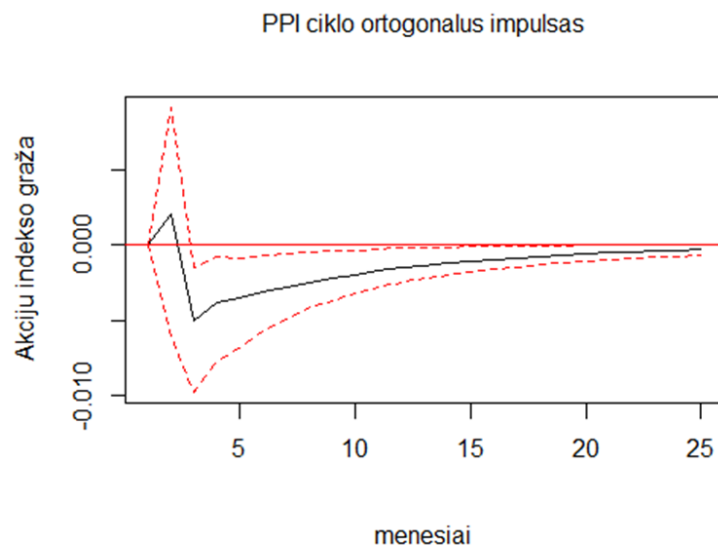
Kintamasis	PPI (ciklo komponentė)	BVP (ciklo komponentė)
OMX Riga (grąža)	OMX ↔ PPI (0.025, 0.049)	OMX ← BVP (0.538, 0.005)
OMX Riga (ciklo komponentė)	OMX → PPI (0.000, 0.189)	OMX ↔ BVP (0.000, 0.103)
OMX Riga indekso kintamumas	OMX → PPI (0.000, 0.185)	OMX → BVP (0.011, 0.453)

Iš IRF funkcijos matyti, kad indekso grąžos šokas teigiamai veikia pramonės produkcijos indekso ciklo komponentę, be to, šis poveikis trunka pakankamai ilgą periodą: nuo 3 periodo iki 17.



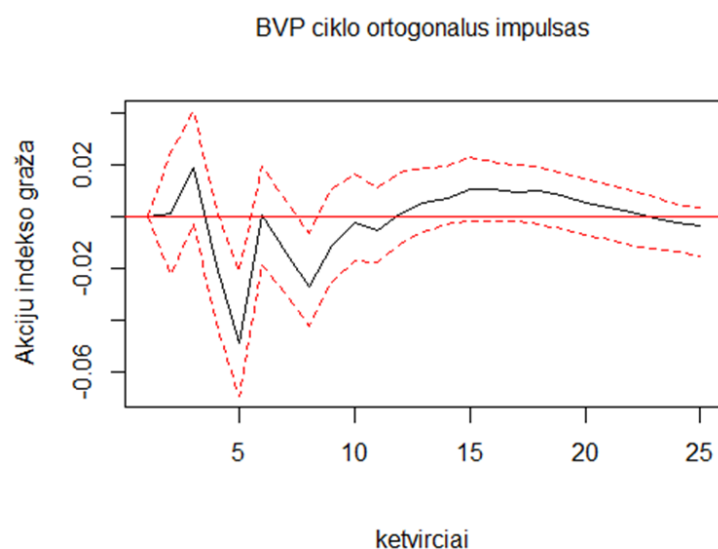
16 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų indekso grąža → PPI ciklas, Latvija

Esant atvirkštiniam ryšiui, kai PPI ciklo komponentė veikia akcijų indekso grąžas, reakcijų į impulsus funkcija pateikia priešingus rezultatus – tarpusavio ryšys yra neigiamas ir pramonės produkcijos indekso staigus augimas, lygus vienam standartiniam nuokrypiui, užtikrina neigiamą akcijų grąžos augimą. Impulsas sukuria silpną vidutinio laikotarpio poveikį, kuris nestipriai mažėja nuo 4 iki 18 periodo. (žr. 17 pav.)



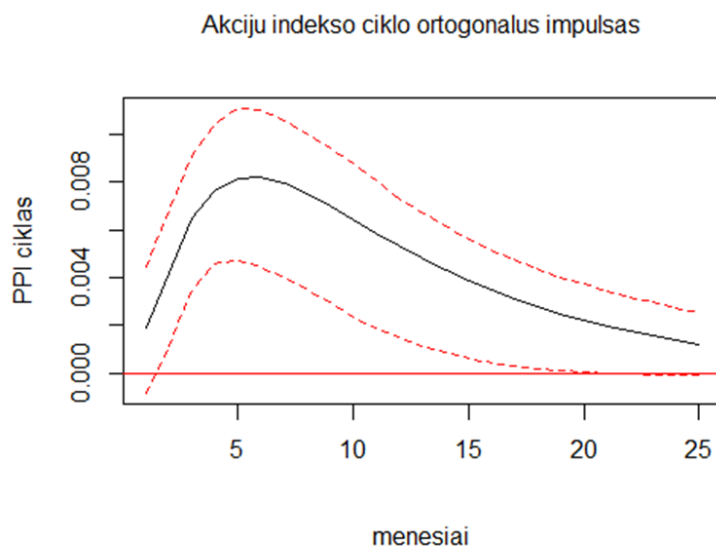
17 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, PPI ciklas → akcijų indekso graža, Latvija

Nagrinėjant kito makroekonominio kintamojo cikliškumo ryšį su akcijų indekso gražomis, verta atkreipti dėmesį į tai, kad šiai porai būdingas vienpusis ryšys: BVP ciklas veikia akcijų indekso gražas. Šiuo atveju VAR modelio eilė buvo 4 su papildomai 1 eilės integracija, kadangi akcijų gražų laiko eilutė buvo nestacionari, dėl to iš viso naudojami 5 vėlavimai pagal TYDL testo metodologiją. Remiantis grafiku, vaizduojančiu atsakus į ortogonalius impulsus (žr. 18 pav.), galima pastebėti, tarp BVP ciklo ir indekso gražos egzistuoja neigiamas ryšys: BVP ciklo komponentei stipriai išaugus, akcijų indekso gražos krenta, tačiau šis neigiamas poveikis trunka labai trumpą laikotarpį, nuo 4 iki 6 periodo ir nuo 7 iki 8.



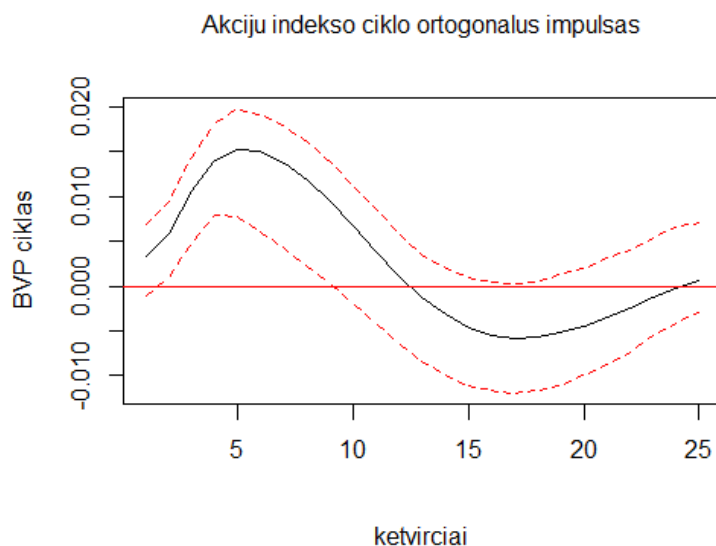
18 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų indekso graža, Latvija

Įvertinus ryšį tarp PPI ciklo ir akcijų ciklo, galima teigti, kad priešastingumas egzistuoja tik viena kryptimi: „OMX Riga“ akcijų indekso ciklas statistiškai reikšmingai veikia pramonės produkcijos indeksą, o PPI ciklui prognozuoti, reikia iki 2 akcijų indekso ciklo vėlavimų (VAR(2)).

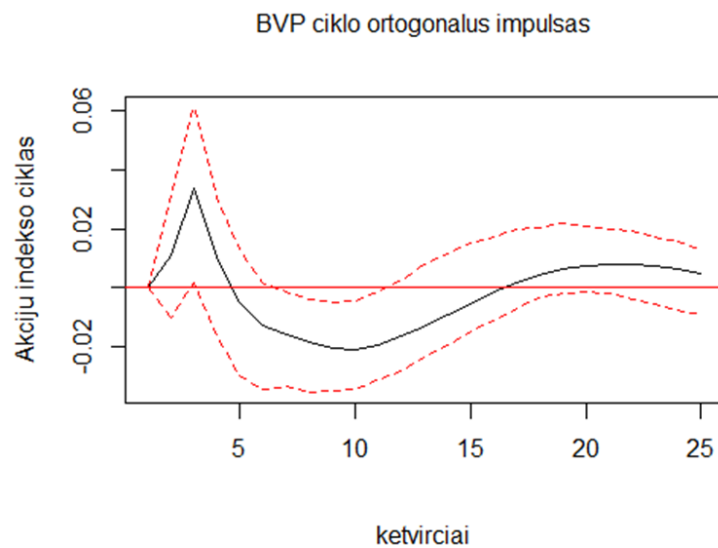


19 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → PPI ciklas, Latvija

Yra matomas stiprus ir teigiamas „OMX Riga“ ciklo poveikis pramonės produkcijos indekso ciklui. Kai akcijų ciklo komponentė staigiai ūgteli, PPI ciklo komponentė taip pat užfiksuoja teigiamą augimą, trunkantį nuo 1 iki 17 periodo (žr. 19 pav.).



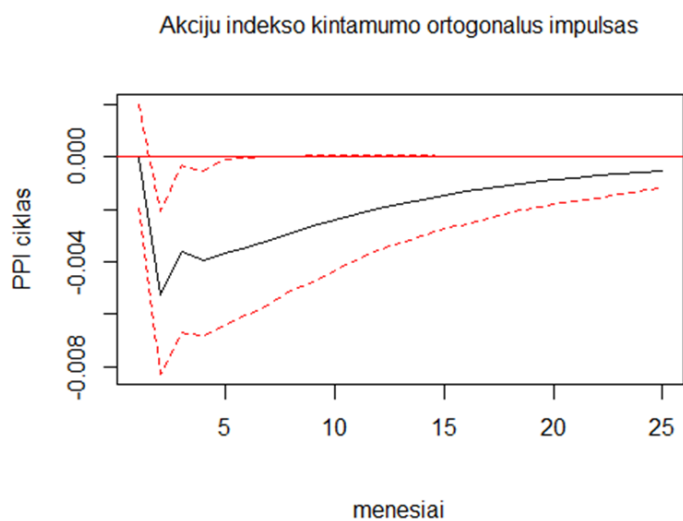
20 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → BVP ciklas, Latvija



21 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų ciklas, Latvija

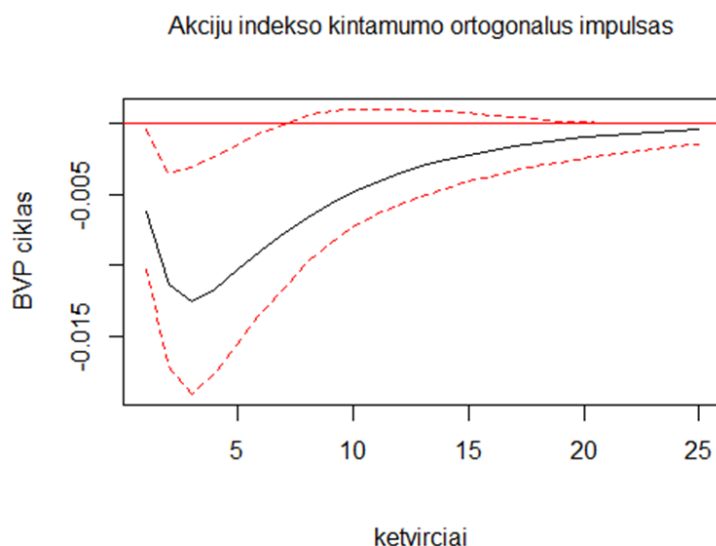
Iš 20 ir 21 pav. matyti, kad tarp akcijų indekso ir ekonomikos cikliškumų egzistuoja dvipusis ryšys, kur ženklai skiriasi, priklausomai nuo egzogeninio kintamojo. Akcijų indekso ortogonalus impulso poveikis išlieka žymiai ilgesnį laiką, nei BVP ciklo impulsas, kuris tęsiasi vos apie 5 periodus, kai pastarasis apie 10 periodų.

Tarp akcijų indekso kintamumo ir PPI ciklo komponentės egzistuoja vienpusis ryšys – „OMX Riga“ akcijų indekso kintamumas statistiškai reikšmingai veikia PPI ciklą (žr. 7 lent.). Šiam ryšiui gauti, buvo panaudotas VAR(2) modelis su 2 akcijų indekso kintamumo vėlavimais, paaiškinančiais PPI ciklo dinamiką. P reikšmė šiam ryšiui patvirtinti sudarė apie 0, kai tuo tarpu atvirkštinio ryšio p reikšmė buvo arti 0.20. Remiantis 22 pav., galima pastebėti, kad tarp kintamumo ir pramonės produkcijos indekso yra neigiamas ryšys. Be to, po kintamumo šoko, pramonės produkcijos indekso ciklo komponentė pasižymi neigiamu augimu, besitęsiančiu nuo periodo 1 iki 8 periodo.



22 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumas → PPI ciklas, Latvija

Remiantis 7 lentele, galima pastebėti, kad ryšys tarp ekonomikos ciklo, kuris šiuo atveju yra BVP ciklo komponentė, ir akcijų indekso „OMX Riga“ kintamumo yra identiškas ankstesniam nagrinėtam priežastingumui (akcijų kintamumas → PPI ciklas): akcijų grąžų kintamumas yra statistiškai reikšmingas BVP ciklo komponentei. Taip pat ir IRF funkcija (žr. 23 pav.), parodo, kad atsakas į impulsą visiškai nesiskiria ir irgi turi neigiamą ženklą, lyginant su ankstesniu nagrinėtu atveju.



23 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumas → BVP ciklas, Latvija

3.4. Ryšys tarp „OMX Tallinn“ indekso ir ekonominio ciklo

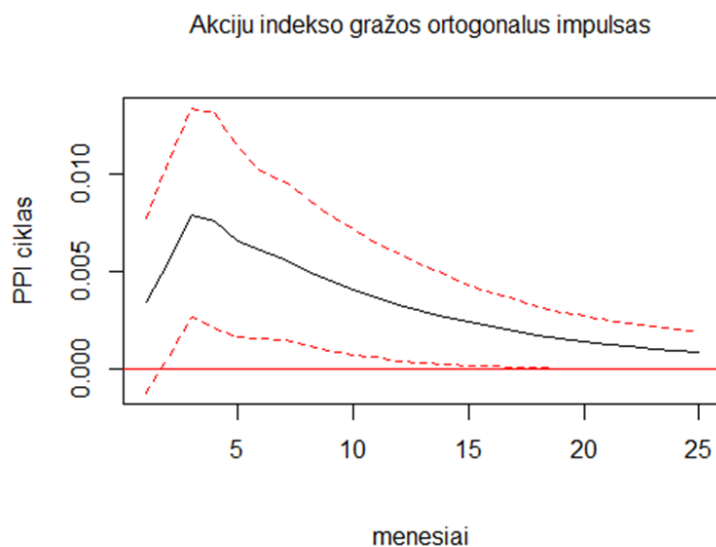
Nagrinėjant Estijos atvejį tarp makroekonominių kintamųjų ciklo komponentės ir akcijų rinkos kintamųjų, ryškus yra dvipusis ryšys tarp kintamųjų porų (palyginimui su Lietuvos ir Latvijos duomenimis, tokio tipo ryšys yra retesnis).

8 lentelė. TYDL priežastingumo testo rezultatai. Estija

Kintamasis	PPI (ciklo komponentė)	BVP (ciklo komponentė)
OMX Tallinn (grąža)	OMX ↔ PPI (0.047, 0.000)	OMX ↔ BVP (0.009, 0.002)
OMX Tallinn (ciklo komponentė)	OMX ↔ PPI (0.000, 0.018)	OMX → BVP (0.000, 0.340)
OMX Tallinn indekso kintamumas	OMX → PPI (0.000, 0.660)	OMX ↔ BVP (0.001, 0.032)

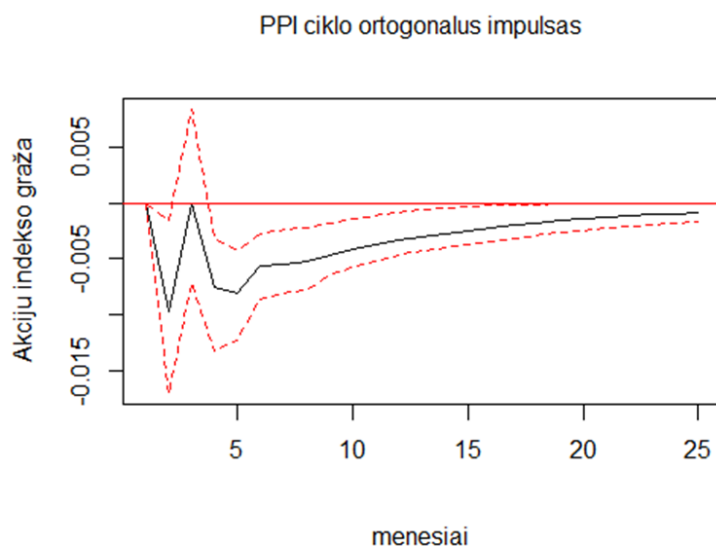
Estijos atveju tarpusavio ryšiui tarp akcijų grąžos ir PPI ciklo komponentės pasižymi dvipusiu ryšiu. Toks ryšys buvo nustatytas su VAR(3) modeliu, kur tiek vieno, tiek kito kintamojo dinamikai paaiškinti reikia 3 vėlavimų. Be to, galima pastebėti, kad remiantis p reikšme, ryšys, kai PPI ciklo komponentė veikia akcijų indekso grąžų lygį yra smarkiai reikšmingesnis. Įvertinus IRF funkciją,

galima daryti išvadą, kad staigiai padidėjus akcijų gražoms dydžiu, lygiu 1 standartiniam nuokrypiu, PPI ciklas užfiksuoja staigų augimą iki 3 laikotarpio, o vėliau šis augimas nukrenta praėjus 13–14 periodų.



24 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų indekso graža → PPI ciklas, Estija

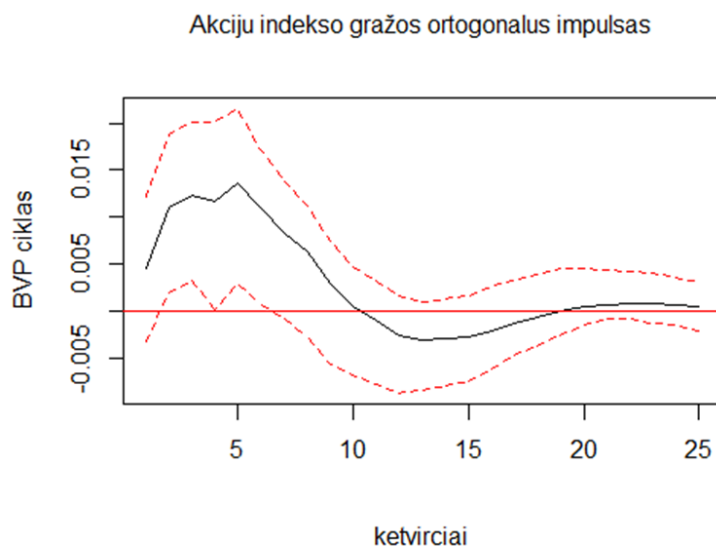
Atvirkštinio ryšio atveju galima matyti neigiamą priklausomybę tarp PPI ciklo ir akcijų gražų: PPI ciklo komponentei stipriai ūgtelėjus, indekso gražos irgi užfiksuoja staigų augimą, kuris taip pat greitai nuslopsta, grįždamas, tačiau maždaug nuo 4 periodo vėl padidėja ir šis poveikis išlieka pakankamai ilgą laiką – tęsiasi iki 20 periodo.



25 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, PPI ciklas → akcijų indekso graža, Estija

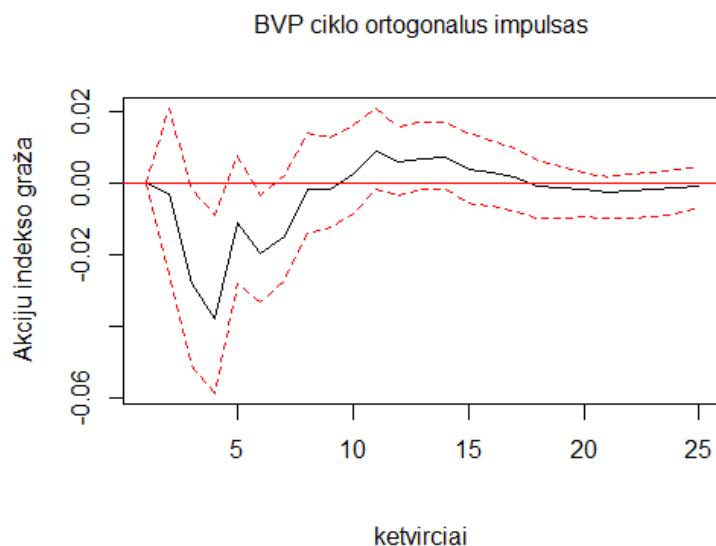
BVP ciklo komponentės atvejis taip pat parodo dvipusį ryšį tarp pastarosios laiko eilutės ir akcijų indekso gražų (žr. 8 lent.). Šis dvipusis ryšys buvo nustatytas su VAR(4) modeliu. Remiantis rezultatais, abudu ryšiai yra vienodai reikšmingi, jų p reikšmės yra pakankamai mažos.

IRF funkcijoje, pavaizduotoje 26 pav., matome, kad ryšys, kai indekso graža veikia BVP ciklo komponentę, yra teigiamas. Taip pat gražų šoko sukelta teigiama reakcija tęsiasi nuo 1 iki 7–8 periodo.



26 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų indekso graža → BVP ciklas, Estija

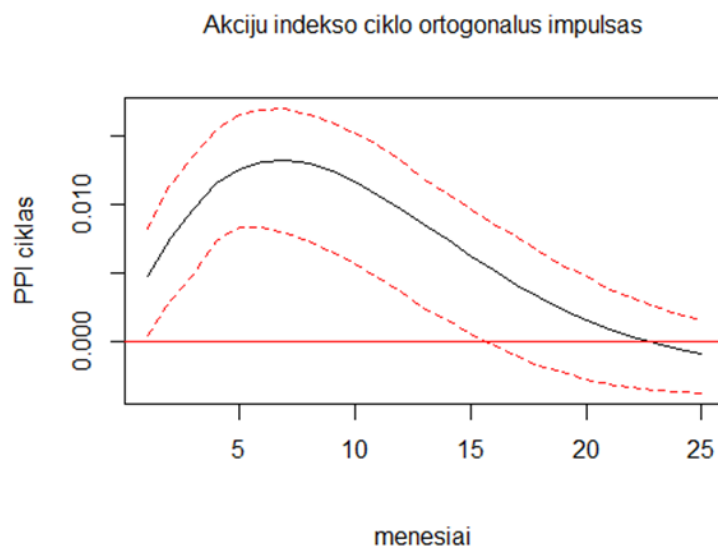
Atvirkštinį priežastingumą tarp indekso gražų vertės ir BVP ciklo komponentės iliustruoja 25 pav. Jame yra pavaizduota, kad ryšys, kai BVP ciklas veikia „OMX Talinn“ akcijų rinkos gražas, tęsiasi nuo 3 laikotarpio ir greit nuslopsta 5 periode.



27 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų indekso graža, Estija

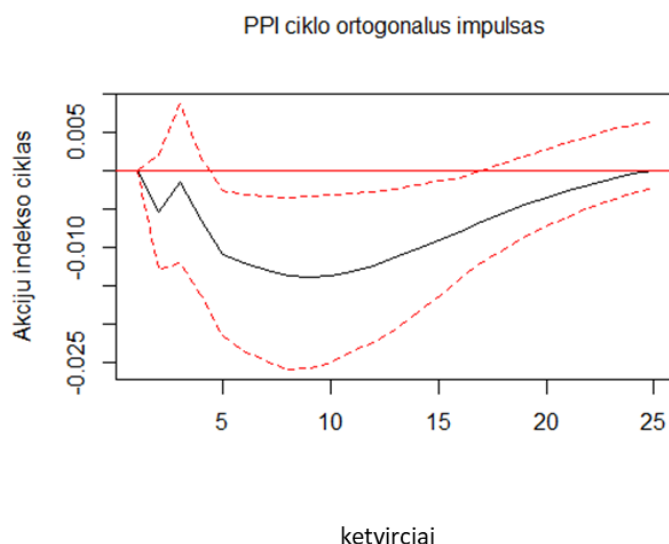
Kitame žingsnyje, kai buvo analizuojamas priežastinis ryšys tarp makroekonominių kintamųjų ciklų komponentių ir akcijų indekso ciklo komponentės buvo gauti tokie rezultatai: tarp PPI ciklo

komponentės ir akcijų indekso ciklo komponentės yra dvipusis ryšys, tuo tarpu BVP atveju, ryšys yra vienpusis ir tik akcijų indekso cikliškumas reikšmingai veikia BVP ciklo komponentę (žr. 30 pav.) Pirmam ryšiui buvo reikšmingi 3 vėlavimai, taigi VAR(3) modelis, o antram 4 vėlavimai ir atitinkamai VAR(4).



28 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → PPI ciklas, Estija

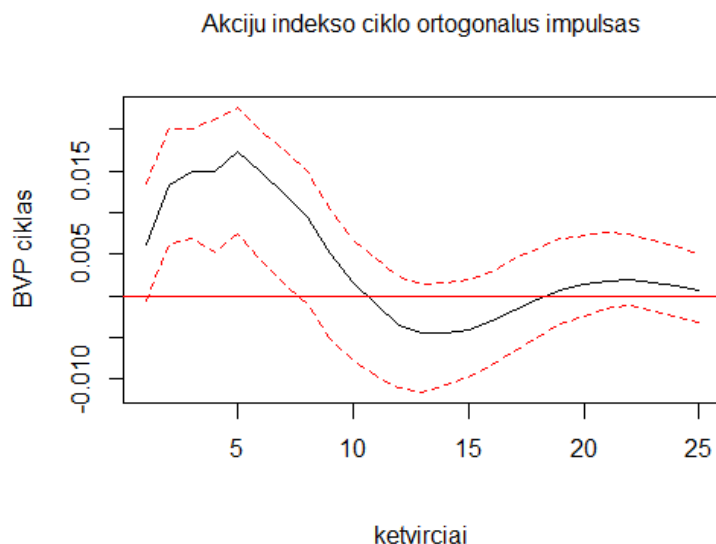
Nagrinėjant atvirkštinio ryšio atsaką į impulsus funkciją, yra pastebimas neigiamas ryšys kintamųjų poroje – akcijų indekso ciklas ir PPI ciklas.



29 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, PPI ciklas → akcijų ciklas, Estija

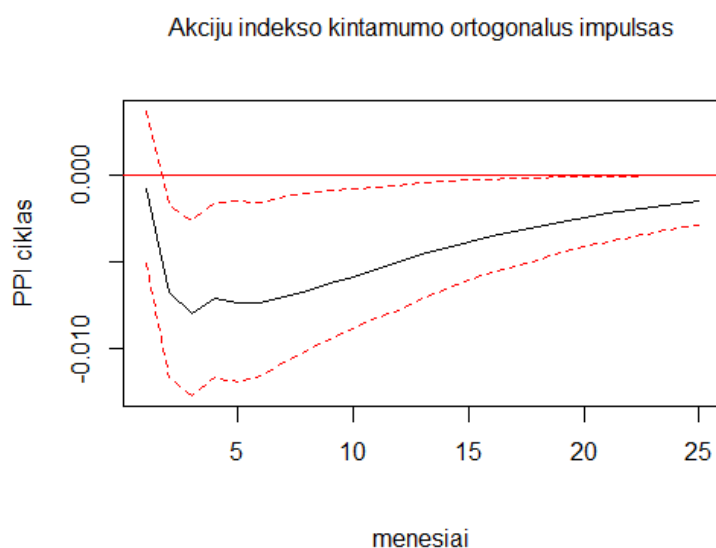
Įvertinus IRF funkcijos rezultatus tarp pirmos veiksnių poros, galima daryti išvadą, kad akcijų indekso ciklo komponentės šokas sukelia teigiamą poveikį BVP ciklo komponentei (žr. 30 pav.).

Pastarosios veiksnių poros IRF funkcija iliustruoja, kad teigiamas poveikis nuo akcijų indekso cikliškumo impulso laikosi apie 7 ketvirčius ir lėtai artėja prie nulio.



30 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų ciklas → BVP ciklas, Estija

Ieškant priežastingumo tarp „OMX Tallinn“ indekso kintamumo ir PPI ciklo komponentės buvo gautas vienpusis ryšys, kai akcijų indekso kintamumas veikia PPI ciklo komponentę (žr. 8 lent.). Šiuo atveju VAR modelį sudarė 2 vėlavimai.

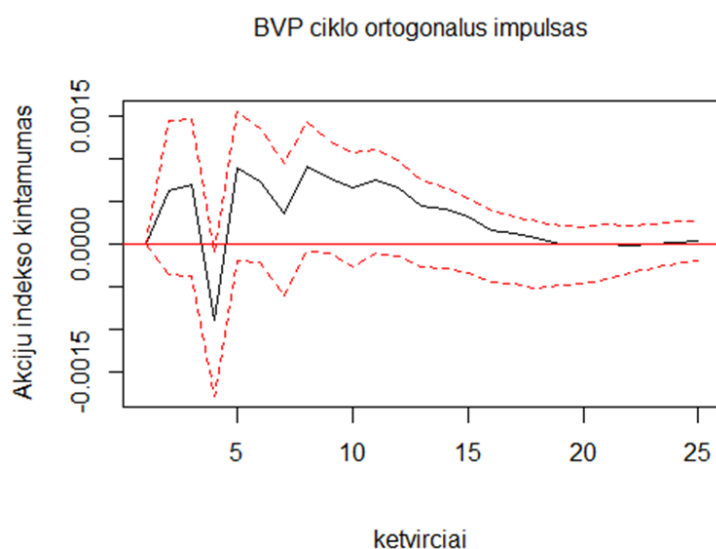


31 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumas → PPI ciklas, Estija

Tiriant PPI ciklo komponentės reakciją į akcijų indekso kintamumo šoką, buvo nustatyta, kad šiuos kintamuosius sieja neigiamas ryšys, be to, PPI ciklo komponentė labai staigiai reaguoja į akcijų

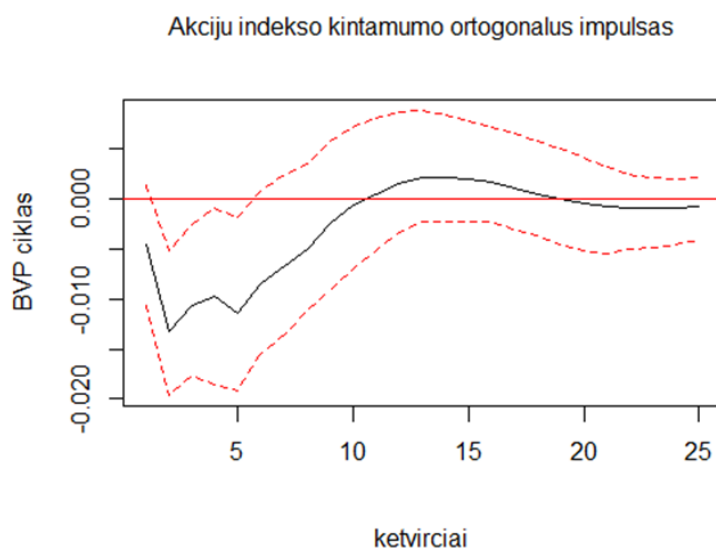
indekso kintamumo impulsą, ir susidaro neigiamas ilgalaikis poveikis, trunkantis nuo 1 laikotarpio ir nuosekliai mažėjantis 18 periode, šiuo atveju virš 24 mėn.

Analizuojant priežastingumą tarp BVP ciklo komponentės ir akcijų indekso kintamumo galima prieiti tokių išvadų, kad tarp abiejų kintamųjų egzistuoja statistiškai reikšmingas priežastinis ryšys su 4 vėlavimų VAR modeliu be to, abiem atvejais kintamųjų reakcija į kito impulsą yra neigiami, tačiau akcijų indekso kintamumo poveikis į impulsą iš BVP ciklo komponentės yra kintantis – ūgteli, o vėliau staigiai krenta.



32 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, BVP ciklas → akcijų kintamumas, Estija

33 pav. pavaizduotoje IRF funkcijoje matomas kiek ilgesnis poveikis, sukeltas akcijų indekso kintamumo šokui, kuris trunka apie 6 periodus.



33 pav. Reakcijos į impulsus funkcija, akcijų kintamumas → BVP ciklas, Estija

3.5. Ryšio tarp „NASDAQ OMX Baltic“ indekso ir ekonominio ciklo rezultatų apibendrinimas

Apibendrinant galima teigti, bent vienos šalies atveju egzistuoja statistiškai reikšmingas priešastingumas tarp visų nagrinėtų kintamųjų, išskyrus Lietuvą ir kintamųjų porą – akcijų indekso kintamumas, PPI ciklas. 9 lentelėje yra palyginami ryšių ženklai tarp tiriamų kintamųjų. Galima pastebėti, kad skirtingi ženklai šalių lygmeniu yra būdingi tik priešastingumui tarp PPI ciklo komponentės ir NASDAQ OMX Baltic indekso gražos: Lietuvos ir Estijos atveju PPI ciklo komponentė neigiamai veikia akcijų indekso gražas, o Latvijai šis priešastingumas yra teigiamas. Iš ekonominės perspektyvos toks rezultatas nėra logiškas, kadangi esant ciklo augimui (ekonomikos ekspansijai) indekso pelningumas mažėja. Tą patį patvirtina ir analogiškas ryšys susidaręs tarp BVP cikliškumo ir akcijų indekso gražų. Tai galioja bent 2 šalims, esant statistiškai reikšmingam ryšiui tarp kintamųjų. Taip pat verta pastebėti, kad nepriklausomai nuo to, kaip yra aproksimuojamas ekonominis ciklas: pramonės produkcijos indeksu arba bendruoju vidaus produktu; ženklai tarp ekonominio ciklo ir akcijų indekso gražų, akcijų ciklo arba akcijų indekso kintamumo sutampa kiekvienai šaliai, išskyrus Latviją. Remiantis IRF analize, nustatyta, kad poveikių trukmė smarkiai nesiskiria priklausomai nuo to, ar modelyje yra BVP ar PPI ciklas. Sekinių analizės rezultatai patvirtina, kad dvipusis ryšys egzistuoja tarp visų analizuojamų kintamųjų šiame tyrime, tačiau vienpusis ryšys yra būdingas tik akcijų indekso kintamumo ir PPI ciklo komponentėms, kuriame pastarasis kintamasis yra veikiamas akcijų indekso kintamumo. Be to, analizuojant dvipusius ryšius, buvo nustatyta, kad ryšio ženklas poroje dažniausiai nesutampa, išskyrus akcijų indekso kintamumą.

9 lentelė. Ryšių ženklai

Priežastingumas	Ryšio ženklas		
	Lietuva	Latvija	Estija
PPI (ciklo komponentė) → OMX Baltic indekso gražos	-	+	-
OMX Baltic indekso gražos → PPI (ciklo komponentė)		+	+
BVP (ciklo komponentė) → OMX Baltic indekso gražos	-	-	-
OMX Baltic indekso gražos → BVP (ciklo komponentė)	+		+
PPI (ciklo komponentė) → OMX Baltic indekso ciklas			-
OMX Baltic indekso ciklas → PPI (ciklo komponentė)	+	+	+
BVP (ciklo komponentė) → OMX Baltic indekso ciklas		-	
OMX Baltic indekso ciklas → BVP (ciklo komponentė)	+	+	+
PPI (ciklo komponentė) → OMX Baltic indekso kintamumas			
OMX Baltic indekso kintamumas → PPI (ciklo komponentė)		-	-
BVP (ciklo komponentė) → OMX Baltic indekso kintamumas			-
OMX Baltic indekso kintamumas → BVP (ciklo komponentė)	-	-	-

Atlikus individualių šalių priešastingumo analizę, buvo nustatyta, kad didžiąja dalimi akcijų ciklas veikia ekonomikos ciklą, taigi gauti rezultatai nesiskiria nuo Stundžienės [12], kuri analizavo Lietuvos rinką, Si et al. [7], analizavusių Kinijos atvejį. Be to šis ryšys buvo teigiamas, kaip ir pastarajame empiriniame tyrime. Nustatant priešastingumą tarp ekonominio ciklo ir akcijų indekso kintamumo, buvo pasiekti analogiški rezultatai, kaip ir Hamilton'o ir Lin'o [2], Shi ir Liu [19]: kad akcijų kintamumas daro įtaką ekonominiam ciklui, o ne atvirkščiai. Tačiau tuose modeliuose, kuriuose buvo tiriamas priešastingumas tarp akcijų gražų ir ekonomikos ciklo, buvo nustatyta, kad būtent ekonomikos ciklas daro poveikį akcijų gražoms, kas nesutampa su anksčiau atliktais

empiriniais tyrimais: Henry'is [37] teigė, kad akcijų gražos daro įtaką ekonominiam ciklui, tačiau pasak Girardin'o ir Joyeux [27] tarp šių rodiklių nėra jokio ryšio.

Išvados

1. Apžvelgus makroekonomikos ir finansų rinkos srities randamus mokslinius straipsnius [1, 3, 7, 12, 16, 19, 22], nustatyta, kad ekonominio ciklo aproksimacija empiriniuose tyrimuose yra labai skirtinga, populiariausi metodai yra: Hodrick'o – Prescott'o arba Hamilton'o filtras, bendrojo vidaus produkto arba pramonės produkcijos indekso augimas, makroekonominių kintamųjų visuma. Kur kas rečiau moksliniuose tyrimuose yra akcentuojamas akcijų indekso cikliškumas, tačiau dažniau yra pabrėžiamas akcijų indekso kintamumas, kuris daugelių autorių nuomone yra stipriai susijęs su ekonomikos ciklais, arba akcijų grąža. Atlikus dalinę mokslinės literatūros analizę, galima teigti, kad rezultatai skirtinguose moksliniuose tyrimuose nevienareikšmiški.
2. Tyrimui atlikti buvo surinkti šie duomenys: 3 Baltijos šalių vietinių „NASDAQ OMX Baltic“ akcijų indeksų dienos uždarymo kainos laikotarpiu nuo 2000-01-04–2020-12-29 ir makroekonominiai duomenys – bendrasis vidaus produktas, pramonės produkcijos indeksas. Vėliau gautiems duomenims buvo pritaikytas Hodrick'o–Prescott'o filtras, ciklo komponentei gauti, kuri pakankamai tiksliai atspindi 2008–2009 m. finansinę krizę. Taip pat akcijų duomenims papildomai apskaičiuotos grąžos ir akcijų grąžų kintamumas.
3. Ištyrus priežastingumą tarp kiekvienos šalies ekonomikos ciklo ir „NASDAQ OMX Baltic“ vietinių akcijų indekso ciklą, akcijų grąžų, grąžų kintamumo bei pasitelkus vektorinės autoregresijos modelius, buvo nustatyta, kad priežastingumas kiekvienoje kintamųjų poroje egzistuoja bent vienai šaliai. Remiantis atlikta analize, galima teigti, kad tarp akcijų grąžų ir ekonomikos ciklo (PPI ir BVP ciklo komponentės) egzistuoja dvipusis ryšys arba toks, kuriame ekonomikos ciklas veikia „NASDAQ OMX Baltic“ vietinio indekso grąžas, tačiau dažnu atveju šis ryšys yra neigiamas. Tarp „NASDAQ OMX Baltic“ ciklo komponentės ir ekonomikos ciklo egzistuoja arba dvipusis ryšys arba vienpusis, kuriame akcijų indekso ciklo komponentė veikia ekonomikos cikliškumą. Akcijų indekso kintamumo ir ekonomikos ciklo ryšiai skiriasi, priklausomai nuo šalies: Latvijos ir Estijos rinkoms yra būdingas dvipusis ryšys arba vienpusis, kuriame akcijų indekso kintamumas yra reikšmingas ekonomikos ciklui, tačiau ši taisyklė negalioja Lietuvos rinkai. Be to, buvo nustatyta, kad ryšio ženklas kintamųjų poroje, priklausomai nuo priežastingumo krypties, bent vienai šaliai nesutampa, tačiau tai nėra būdinga tik ryšiui tarp akcijų kintamumo ir ekonomikos ciklo. Taigi priežastingumą, kai akcijų rinkos kintamieji daro įtaka ekonomikai, galima interpretuoti taip, jog akcijų duomenys yra skelbiami realiu laiku ir greičiau atspindi ekonomiką nei skelbiami makroekonominiai rodikliai, kurie šiuo atveju yra vėluojantys
4. Atlikus sekinių analizės priežastingumo testą pagal Dumitrescu–Hurlin'o metodologiją tarp makroekonominių kintamųjų ciklo ir akcijų indekso ciklo, grąžos ir grąžų kintamumų, gauti rezultatai patvirtino, kad tarp visų nagrinėjamų kintamųjų porų egzistavo statistiškai reikšmingas dvipusis priežastingumas, išskyrus „NASDAQ OMX Baltic“ indekso kintamumo ryšį su PPI ciklu, PPI ciklui esant egzogeniniu kintamuoju, o akcijų indekso kintamumui – endogeniniu.
5. Lyginant tarpusavio rezultatus, gautus sekinių analizės priežastingumo testu ir individualiai kiekvienai šaliai TYDL priežastingumo testu, nustatyta, kad individualūs Estijos rezultatai yra labiausiai panašūs į sekinių analizės rezultatus, kadangi daugumai ryšių taip pat yra

būdingas dvipusis ryšys, išskyrus „NASDAQ OMX indekso“ ciklo komponentės ir BVP ciklo komponentės ryšį, tačiau sekinių analizės priežastingumo rezultatai labiausiai skiriasi, lyginant su Lietuvos atveju.

Literatūros sąrašas

1. SCHWERT, G.W. Business Cycles, Financial Crises, and Stock Volatility. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1989, vol. 31 [žiūrėta 2022-04-02]. pp. 83-125. Prieiga per: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0167223189900067> ISSN 0167-2231. DOI 10.1016/0167-2231(89)90006-7.
2. HAMILTON, J.D. and LIN, G. Stock Market Volatility and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 1996, vol. 11, no. 5 [žiūrėta 2022-04-02]. pp. 573-593. Prieiga per: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/%28SICI%291099-1255%28199609%2911%3A5%3C573%3A%3AAID-JAE413%3E3.0.CO%3B2-T> ISSN 1099-1255. DOI 10.1002/(SICI)1099-1255(199609)11:53.0.CO;2-T.
3. CHOUDHRY, T., PAPADIMITRIOU, F.I. and SHABI, S. Stock Market Volatility and Business Cycle: Evidence from Linear and Nonlinear Causality Tests. *Journal of Banking & Finance*, May, 2016, vol. 66, no. C [žiūrėta 2022-04-02]. pp. 89-101. Prieiga per: <https://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.02.005> CrossRef. ISSN 0378-4266. DOI 10.1016/j.jbankfin.2016.02.005.
4. YOU, Y. and LIU, X. Cyclicalities of Stock Market Volatility. *Applied Economics Letters*, May 4, 2019, vol. 26, no. 8 [žiūrėta 2022-04-02]. pp. 645-649. Prieiga per: <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1489105> ISSN 1350-4851. DOI 10.1080/13504851.2018.1489105.
5. URIBE, J.M. and MOSQUERA, S. A Comparative Analysis of Stock Market Cycles. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 2016, vol. 9, no. 3 [žiūrėta 2022-04-02]. pp. 241-261. Prieiga per: <https://doi.org/10.1080/17520843.2015.1123744> ISSN 1752-0843. DOI 10.1080/17520843.2015.1123744.
6. HARMAN, Y.S. and ZUEHLKE, T.W. Nonlinear Duration Dependence in Stock Market Cycles. *Review of Financial Economics*, 2007, vol. 16, no. 4 [žiūrėta 2022-04-02]. pp. 350-362. Prieiga per: <https://ideas.repec.org/a/eee/revfin/v16y2007i4p350-362.html>.
7. SI, D., LIU, X. and KONG, X. The Comovement and Causality between Stock Market Cycle and Business Cycle in China: Evidence from a Wavelet Analysis. *Economic Modelling*, 2019, vol. 83, no. C [žiūrėta 2022-04-02]. pp. 17-30. Prieiga per: <https://ideas.repec.org/a/eee/ecmode/v83y2019icp17-30.html>.
8. *Fluctuations in the Business Cycle*. -12-19T14:28:29Z, 2017 [žiūrėta 2022-02-02, 2022]. Prieiga per: <https://gohighbrow.com/fluctuations-in-the-business-cycle/>.
9. BURNS, A.R. *New Facts on Business Cycles*. London School of Economics and Political Science, Feb 01, 1951 Prieiga per: <https://www.jstor.org/stable/2601597> CrossRef. ISBN 0013-0427. DOI 10.2307/2601597.
10. RAND, J. and TARP, F. Business Cycles in Developing Countries: Are they Different?. *World Development*, 2002, vol. 30, no. 12 [žiūrėta 2022-04-25]. pp. 2071-2088. Prieiga per: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X02001249> ISSN 0305-750X. DOI 10.1016/S0305-750X(02)00124-9.
11. PAGAN, A. Towards an Understanding of some Business Cycle Characteristics. *Australian Economic Review*, 1997, vol. 30, no. 1 [žiūrėta 2022-05-02]. pp. 1-15. Prieiga per:

<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1467-8462.00001> ISSN 1467-8462. DOI 10.1111/1467-8462.00001.

12. STUNDŽIENĖ, A., BARKAUSKAS, V. and GIŽIENĖ, V. The Leading Indicators of the Economic Cycles in Lithuania. *Engineering Economics*, /06/26, 2017, vol. 28, no. 3 [žiūrėta 2022-05-15]. pp. 280-289. Prieiga per: <https://inzeiko.ktu.lt/index.php/EE/article/view/16705> ISSN 2029-5839. DOI 10.5755/j01.ee.28.3.16705.
13. CORRADI, V., DISTASO, W. and MELE, A. Macroeconomic Determinants of Stock Volatility and Volatility Premiums. *Journal of Monetary Economics*, 2013, vol. 60, no. 2 [žiūrėta 2022-04-20]. pp. 203-220. Prieiga per: https://econpapers.repec.org/article/eeemoneco/v_3a60_3ay_3a2013_3ai_3a2_3ap_3a203-220.htm ISSN 0304-3932.
14. MELE, A. Understanding Stock Market Volatility A Business Cycle Perspective, 2013 [žiūrėta 2022-04-09].
15. ADAM, K. and MERKEL, S. *Stock Price Cycles and Business Cycles*. Rochester, NY: /09/01, 2018 [žiūrėta 2022-05-13]. Prieiga per: <https://papers.ssrn.com/abstract=3329820> DOI 10.2139/ssrn.3329820.
16. VU, N.T. Stock Market Volatility and International Business Cycle Dynamics: Evidence from OECD Economies. *Journal of International Money and Finance*, 2015, vol. 50, no. C [žiūrėta 2022-04-04]. pp. 1-15. Prieiga per: <https://ideas.repec.org/a/eee/jimfin/v50y2015icp1-15.html>.
17. ALTAF, N. Stock Market Volatility and Business Cycle: Exploring Cross-Country Spillovers. *DLSU Business & Economics Review*, 2021, vol. 30, no. 2 [žiūrėta 2022-05-06]. pp. 43-50. Prieiga per: <https://www.dlsu.edu.ph/wp-content/uploads/2021/05/3ahangar-050221.pdf>.
18. BORJIGIN, S., YANG, Y., YANG, X. and SUN, L. Econometric Testing on Linear and Nonlinear Dynamic Relation between Stock Prices and Macroeconomy in China. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2018, vol. 493 [žiūrėta 2022-04-09]. pp. 107-115. Prieiga per: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378437117310439> ISSN 0378-4371. DOI 10.1016/j.physa.2017.10.033.
19. SHI, G. and LIU, X. Stock Price Fluctuation and the Business Cycle in the BRICS Countries: A Nonparametric Quantiles Causality Approach. *Finance Research Letters*, 2020, vol. 33, no. C [žiūrėta 2022-04-09]. Prieiga per: <https://ideas.repec.org/a/eee/finlet/v33y2020ics1544612319300753.html>.
20. KEARNEY, C. and DALY, K. The Causes of Stock Market Volatility in Australia. *Applied Financial Economics*, 1998, vol. 8, no. 6 [žiūrėta 2022-05-06]. pp. 597-605. Prieiga per: <https://doi.org/10.1080/096031098332637> ISSN 0960-3107. DOI 10.1080/096031098332637.
21. SENYUZ, Z., YOLDAS, E. and BAYCAN, I.O. Cyclical Dynamics of the Turkish Economy and the Stock Market. *International Economic Journal*, 2014, vol. 28, no. 3 [žiūrėta 2022-03-20]. pp. 405-423. Prieiga per: <https://doi.org/10.1080/10168737.2013.825307> ISSN 1016-8737. DOI 10.1080/10168737.2013.825307.
22. KHAVARI, S.D. and MIRJALILI, S.H. Estimation and Analysis of Output Gap: An Application of Structural Vector Autoregression and Hodrick-Prescott-Fmethods. *American Journal of Economics and Business Administration*, /08/27, 2012, vol. 4, no. 3 [žiūrėta 2022-03-15]. pp.

- 180-189. Prieiga per: <https://thescipub.com/abstract/ajebasp.2012.180.189> ISSN 1945-5496. DOI 10.3844/ajebasp.2012.180.189.
23. OLWENY, T. and OMONDI, K. The Effect of Macro-Economic Factors on Stock Return Volatility in the Nairobi Stock Exchange, Kenya. *Economics and Finance Review*, 2012, vol. 1 [žiūrėta 2022-04-30]. pp. 34-48.
24. OMOREGIE, N., E., E. and EDO, O. Stock Market Volatility and Economic Growth. *International Journal of Marketing & Financial Management*, 2016, vol. 4, no. 7 [žiūrėta 2022-05-01]. pp. 9-21. Prieiga per: https://www.researchgate.net/publication/342703024_STOCK_MARKET_VOLATILITY_AND_ECONOMIC_GROWTH.
25. BITTLINGMAYER, G. Output, Stock Volatility, and Political Uncertainty in a Natural Experiment: Germany, 1880–1940. *The Journal of Finance*, 1998, vol. 53, no. 6 [žiūrėta 2022-05-04]. pp. 2243-2257. Prieiga per: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/0022-1082.00090> ISSN 1540-6261. DOI 10.1111/0022-1082.00090.
26. OFFICER, R.R. The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange. *The Journal of Business*, 1973, vol. 46, no. 3 [žiūrėta 2022-05-08]. pp. 434-453. Prieiga per: <https://www.jstor.org/stable/2351391> ISSN 0021-9398.
27. GIRARDIN, E. and JOYEUX, R. Macro Fundamentals as a Source of Stock Market Volatility in China: A GARCH-MIDAS Approach. *Economic Modelling*, 2013, vol. 34 [žiūrėta 2022-03-20]. pp. 59-68. Prieiga per: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999312004191> ISSN 0264-9993. DOI 10.1016/j.econmod.2012.12.001.
28. VALADKHANI, A. and CHEN, G. An Empirical Analysis of the US Stock Market and Output Growth Volatility Spillover Effects on Three Anglo-Saxon Countries. *International Review of Applied Economics*, May 4, 2014, vol. 28, no. 3 [žiūrėta 2022-05-01]. pp. 323-335. Prieiga per: <https://doi.org/10.1080/02692171.2013.872085> ISSN 0269-2171. DOI 10.1080/02692171.2013.872085.
29. ZAKARIA, Z. Empirical Evidence on the Relationship between Stock Market Volatility and Macroeconomic Volatility in Malaysia. *Journal of Business Studies Quarterly*, 2012, vol. 4, no. 2 [žiūrėta 2022-02-14]. pp. 61-71. Prieiga per: https://www.researchgate.net/profile/Zukarnain-Zakaria/publication/310613721_Empirical_evidence_on_the_relationship_between_stock_market_volatility_and_macro_economic_volatility_in_Malaysia/links/5833ee2c08aef19cb81cc38b/Empirical-evidence-on-the-relationship-between-stock-market-volatility-and-macro-economic-volatility-in-Malaysia.pdf.
30. ATTARI, M.I.J. and SAFDAR, L. The Relationship between Macroeconomic Volatility and the Stock Market Volatility: Empirical Evidence from Pakistan. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS)*, 2013, vol. 7, no. 2 [žiūrėta 2022-04-10]. pp. 309-320. Prieiga per: <https://www.econstor.eu/handle/10419/188092> ISSN 2309-8619.
31. SADORSKY, P. The Macroeconomic Determinants of Technology Stock Price Volatility. *Review of Financial Economics*, 2003, vol. 12, no. 2 [žiūrėta 2022-05-05]. pp. 191-205. Prieiga per: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S105833000200071X> ISSN 1058-3300. DOI 10.1016/S1058-3300(02)00071-X.

32. RODRÍGUEZ, R., RESTOY, F. and PEÑA, J.I. Can Output Explain the Predictability and Volatility of Stock Returns?. *Journal of International Money and Finance*, 2002, vol. 21, no. 2 [žiūrēta 2022-05-05]. pp. 163-182. Prieiga per: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560601000444> ISSN 0261-5606. DOI 10.1016/S0261-5606(01)00044-4.
33. KARUNANAYAKE, I., VALADKHANI, A. and O'BRIEN, M. Stock Market and GDP Growth Volatility Spillovers. *Faculty of Commerce - Papers (Archive)*, -01-01, 2012 [žiūrēta 2022-03-06]. pp. 1-23. Prieiga per: <https://ro.uow.edu.au/compapers/2517>.
34. CHOUDHRY, T., HASSAN, S.S. and SHABI, S. U.S. Economic Uncertainty, EU Business Cycles, and the Global Financial Crisis. *International Journal of Finance & Economics*, 2020, vol. 25, no. 1 [žiūrēta 2022-03-10]. pp. 28-42. Prieiga per: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/ijfe.1726> ISSN 1099-1158. DOI 10.1002/ijfe.1726.
35. KUMARI, J. and MAHAKUD, J. Relationship between Conditional Volatility of Domestic Macroeconomic Factors and Conditional Stock Market Volatility: Some further Evidence from India. *Asia-Pacific Financial Markets*, Sep 27, 2014, vol. 22, no. 1. pp. 87-111. Prieiga per: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10690-014-9194-7> CrossRef. ISSN 1387-2834. DOI 10.1007/s10690-014-9194-7.
36. BINDER, J.J. *Stock Market Volatility and Economic Factors*. SSRN, 2008 Prieiga per: <http://www.econis.eu/PPNSET?PPN=1781528276> CrossRef. ISBN 1556-5068. DOI 10.2139/ssrn.265272.
37. HENRY, I.T., OLEKALNS, N. and THONG, J. Do Stock Market Returns Predict Changes to Output? Evidence from a Nonlinear Panel Data Model. *Empirical Economics*, Sep 01, 2004, vol. 29, no. 3. pp. 527-540. Prieiga per: <https://search.proquest.com/docview/228313968> CrossRef. ISSN 0377-7332. DOI 10.1007/s00181-003-0182-4.
38. DJENNAS, M. Business Cycle Volatility, Growth and Financial Openness: Does Islamic Finance make any Difference?. *Borsa Istanbul Review*, 2016, vol. 16, no. 3 [žiūrēta 2022-03-19]. pp. 121-145. Prieiga per: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2214845015300223> ISSN 2214-8450. DOI 10.1016/j.bir.2016.06.003.
39. QIN, Y., et al. Financial Cycles in the Economy and in Economic Research: A Case Study in China. *Technological and Economic Development of Economy*, Oct 5, 2021, vol. 27, no. 5. pp. 1250-1279. Prieiga per: <https://search.proquest.com/docview/2580689290> CrossRef. ISSN 2029-4913. DOI 10.3846/tede.2021.15439.
40. BALCILAR, M., GUPTA, R., NGUYEN, D.K. and WOHAR, M.E. Causal Effects of the United States and Japan on Pacific-Rim Stock Markets: Nonparametric Quantile Causality Approach. *Applied Economics*, 2018, vol. 50, no. 53 [žiūrēta 2022-02-04]. pp. 5712-5727. Prieiga per: <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488062> ISSN 0003-6846. DOI 10.1080/00036846.2018.1488062.
41. KING, R.G. and REBELO, S.T. Low Frequency Filtering and Real Business Cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1993, vol. 17, no. 1 [žiūrēta 2022-03-21]. pp. 207-231. Prieiga per: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165188906800102> ISSN 0165-1889. DOI 10.1016/S0165-1889(06)80010-2.

42. HODRICK, R.J. and PRESCOTT, E.C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, vol. 29, no. 1 [žiūrėta 2022-03-25]. pp. 1-16. Prieiga per: <https://www.jstor.org/stable/2953682> ISSN 0022-2879. DOI 10.2307/2953682.
43. KVEDARAS, V. *Taikomosios Ekonometrijos Kurso Konspektai*. 2015. Prieiga per: <https://talpykla.elaba.lt/elaba-fedora/objects/elaba:96885905/datastreams/MAIN/content>
44. SIMS, C.A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 1980, vol. 48, no. 1 [žiūrėta 2022-05-06]. pp. 1-48. Prieiga per: <https://www.jstor.org/stable/1912017> ISSN 0012-9682. DOI 10.2307/1912017.
45. KOTZÉ, K. *Tutorial: Structural Vector Autoregression Models*. [žiūrėta 2022-05-17]. Prieiga per: <https://kevinkotze.github.io/ts-8-tut/>.
46. OECD (2022), Industrial production (indicator). doi: 10.1787/39121c55-en [žiūrėta 2022-02-10]
47. Eurostat, Real Gross Domestic Product for Estonia [CLVMNACSCAB1GQEE]. [žiūrėta 2022-02-10] Prieiga per: FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSCAB1GQEE>
48. Eurostat, Real Gross Domestic Product for Lithuania [CLVMNACSCAB1GQLT]. [žiūrėta 2022-02-10] Prieiga per: FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSCAB1GQLT>
49. Eurostat, Real Gross Domestic Product for Lithuania [CLVMNACSCAB1GQLV]. [žiūrėta 2022-02-10] Prieiga per: FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis <https://fred.stlouisfed.org/series/CLVMNACSCAB1GQLV>
50. NASDAQ, Baltic market indexes. [žiūrėta 2022-02-10]. Prieiga per: <https://nasdaqbaltic.com/statistics/en/charts>

Priedai

1 priedas. PPI, BVP, NASDAQ OMX Baltic maksimalūs ir minimalūs augimai

PPI augimas Lietuvoje 2012 m.

Data	Šalis	PPI	Augimas
2012M01	LT	91.808	0.014
2012M02	LT	89.007	-0.031
2012M03	LT	88.807	-0.002
2012M04	LT	91.308	0.028
2012M05	LT	75.606	-0.172
2012M06	LT	92.408	0.222
2012M07	LT	94.908	0.027
2012M08	LT	99.908	0.053
2012M09	LT	97.708	-0.022
2012M10	LT	98.908	0.012
2012M11	LT	96.608	-0.023
2012M12	LT	99.008	0.025

Maksimalūs PPI nuosmukai per 2008 – 2009 m. krizę.

Data	Šalis	PPI	Augimas
2008M10	EE	75.406	-0.101
2009M01	LV	75.000	-0.093
2008M10	LT	80.707	-0.131

Maksimalūs ir minimalūs PPI augimai.

Data	Šalis	PPI	Augimas
2008M10	EE	75.406	-0.101
2019M01	EE	127.811	0.093
2000M10	LT	45.404	-0.175
2012M06	LT	92.408	0.222
2020M04	LV	103.600	-0.100
2020M05	LV	109.600	0.058

Maksimalūs ir minimalūs BVP augimai.

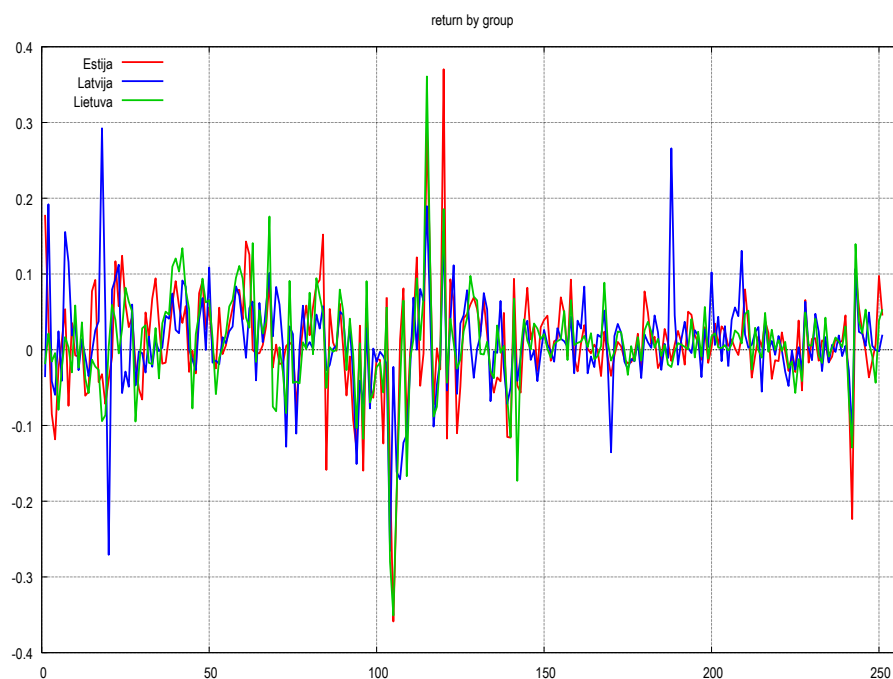
Data	Šalis	BVP	Augimas
2003Q1	LT	5585.300	0.044
2009Q1	LT	6971.300	-0.129
2020Q2	LV	5527.800	-0.073
2020Q3	LV	5841.200	0.057
2005Q2	EE	3715.000	0.040
2008Q4	EE	3836.500	-0.118

Maksimalūs ir minimalūs NASDAQ OMX Baltic augimai

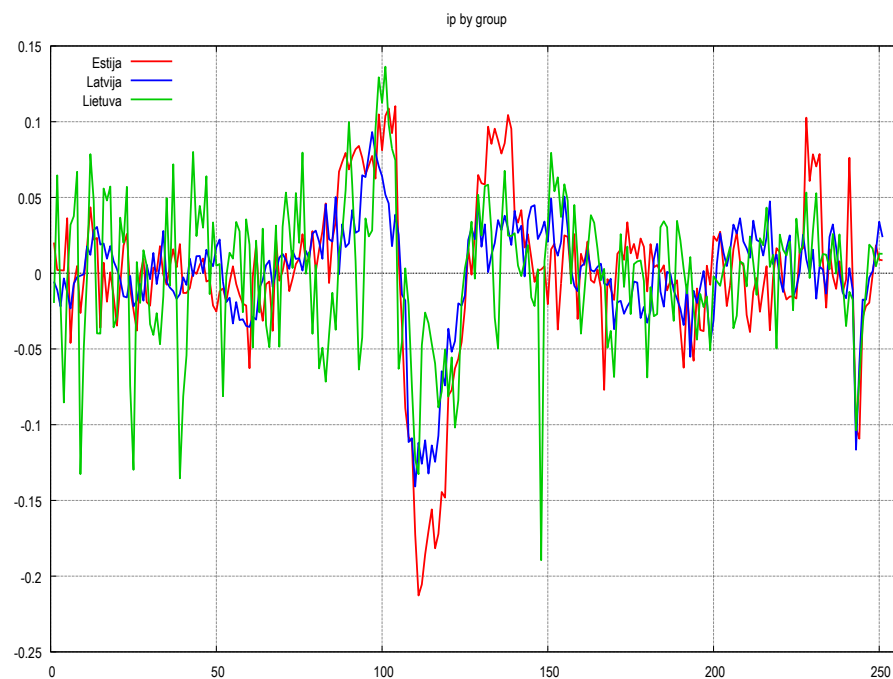
Indeksas	Data	Uždarymo vērtē	Augimas
OMX Tallinn_GI	24.08.2009	382.12	0.128563
OMX Tallinn_GI	16.03.2020	971.3	-0.1006
OMX Riga_GI	12.03.2020	828.11	-0.15071
OMX Riga_GI	13.03.2020	934.5	0.128473
OMX Vilnius_GI	09.10.2008	272.8	0.116294
OMX Vilnius_GI	17.11.2011	307.03	-0.11253

2 priedas. Rodiklių grafikai

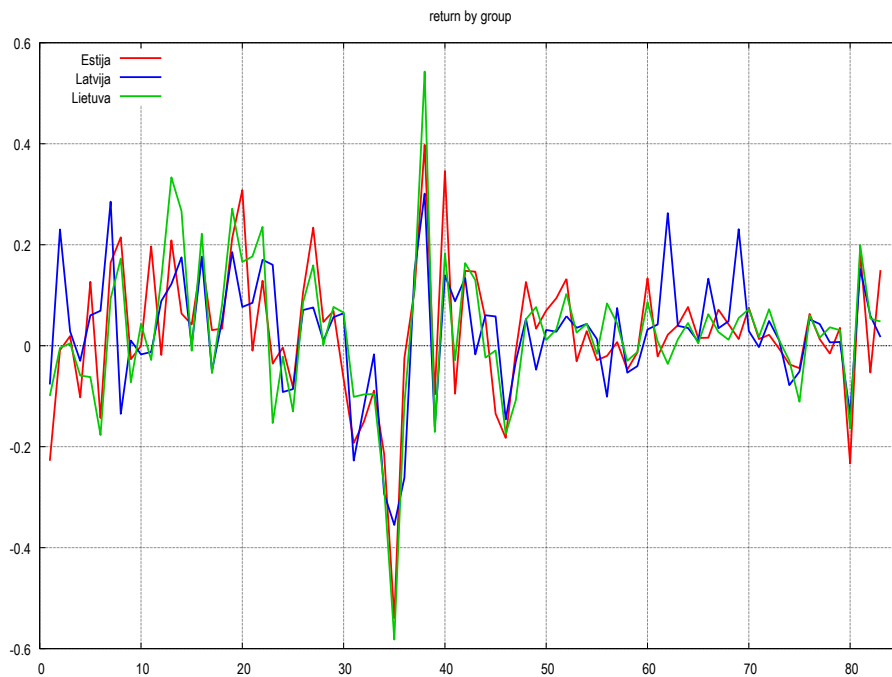
NASDAQ OMX Baltic indekso gražos. Mėnesiniai duomenys.



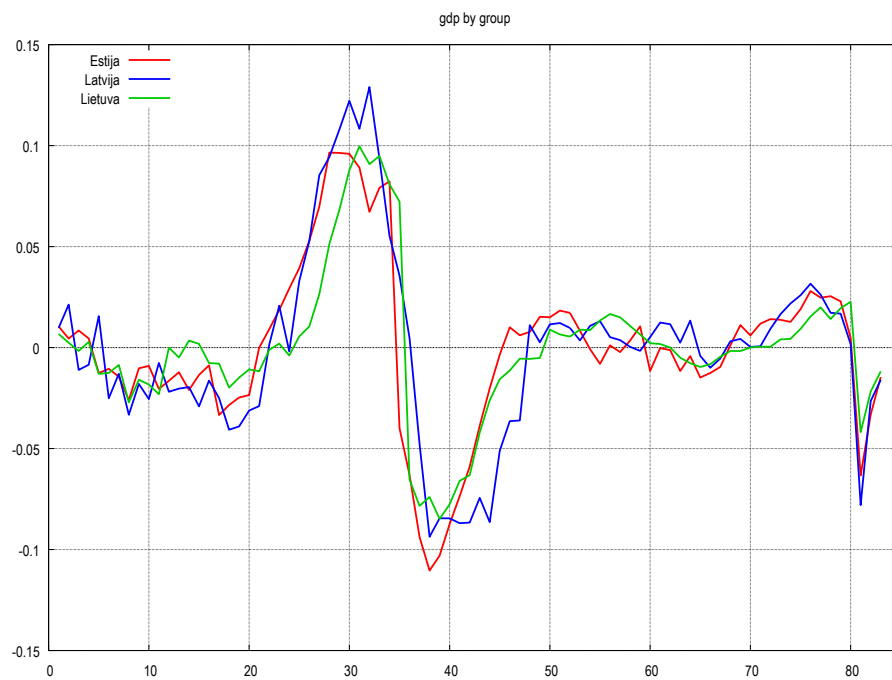
PPI HP komponentė. Mėnesiniai duomenys.



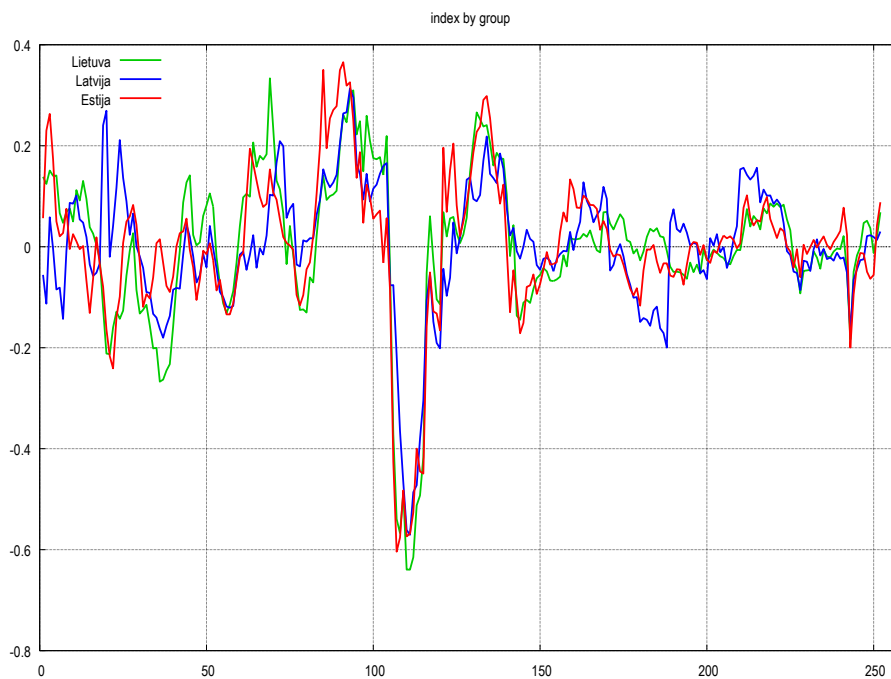
NASDAQ OMX Baltic indekso gražos. Ketvirtiniai duomenys.



BVP HP komponentė. Ketvirtiniai duomenys.



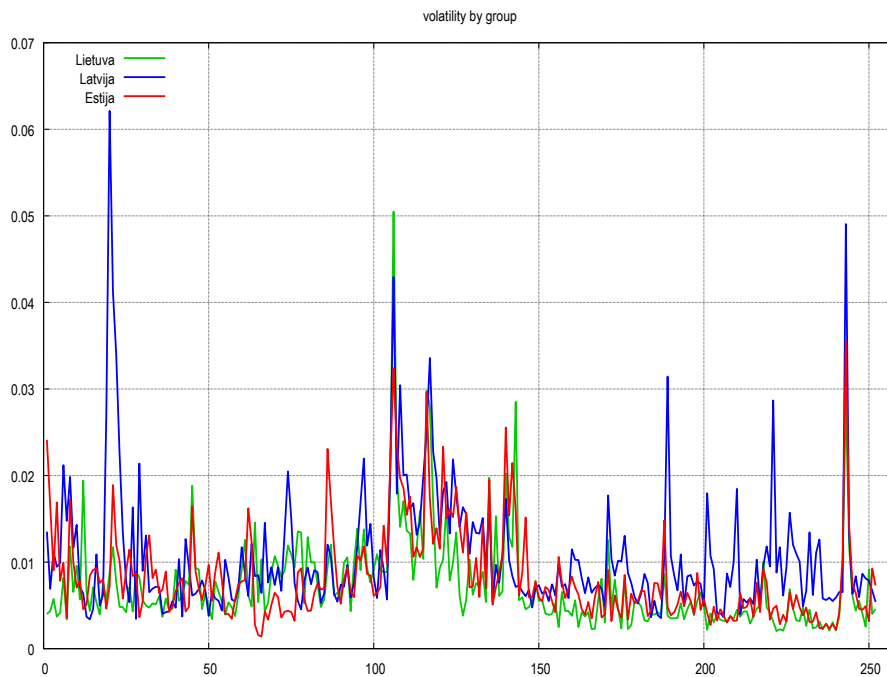
NASDAQ OMX Baltic indekso ciklas. Mėnesiniai duomenys.



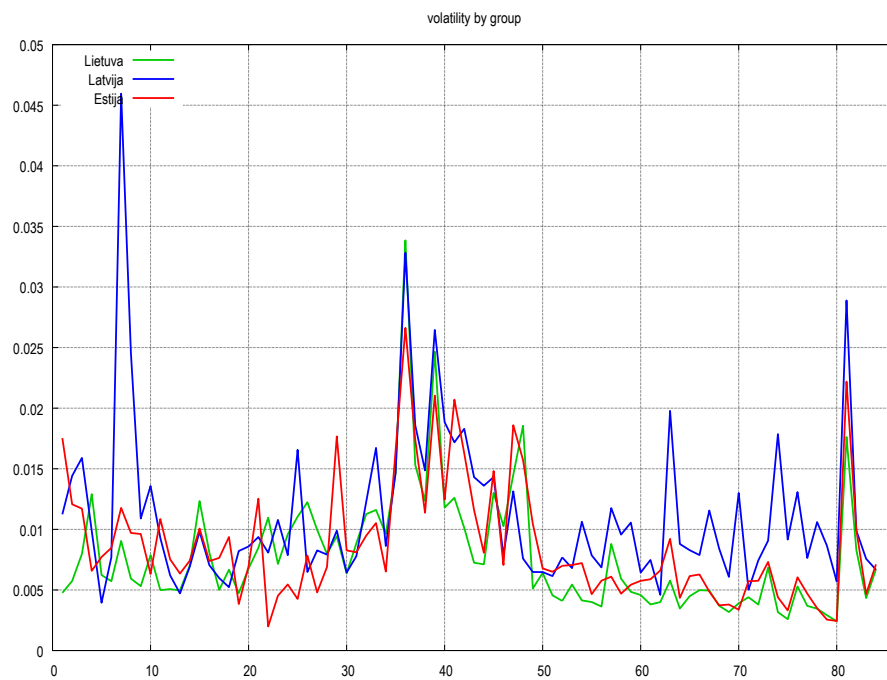
NASDAQ OMX Baltic indekso ciklas. Ketvirtiniai duomenys.



NASDAQ OMX Baltic indekso kintamumas. Mėnesiniai duomenys.



NASDAQ OMX Baltic indekso kintamumas. Ketvirtiniai duomenys.



3 priedas. ADF testo rezultatai.

Rodiklis	Šalies duomenys	p reikšmė
PPI HP	Lietuva	0.01
PPI HP	Latvija	0.01
PPI HP	Estija	0.01
OMX BALTIC HP (mėn.)	Lietuva	0.01
OMX BALTIC HP (mėn.)	Latvija	0.01
OMX BALTIC HP (mėn.)	Estija	0.01
BVP HP	Lietuva	0.01425
BVP HP	Latvija	0.01
BVP HP	Estija	0.02743
OMX BALTIC HP (ketv.)	Lietuva	0.06946
OMX BALTIC HP (ketv.)	Latvija	0.02961
OMX BALTIC HP (ketv.)	Estija	0.02536
OMX BALTIC graža (ketv.)	Lietuva	0.0294
OMX BALTIC graža (ketv.)	Latvija	0.07847
OMX BALTIC graža (ketv.)	Estija	0.01665
OMX BALTIC graža (mėn.)	Lietuva	0.01
OMX BALTIC graža (mėn.)	Latvija	0.01
OMX BALTIC graža (mėn.)	Estija	0.01
OMX BALTIC gražų kintamumas (mėn.)	Lietuva	0.02208
OMX BALTIC gražų kintamumas (mėn.)	Latvija	0.01
OMX BALTIC gražų kintamumas (mėn.)	Estija	0.03084
OMX BALTIC gražų kintamumas (ketv.)	Lietuva	0.4143
OMX BALTIC gražų kintamumas (ketv.)	Latvija	0.1836
OMX BALTIC gražų kintamumas (ketv.)	Estija	0.528

4 priedas. VAR modelio specifikacija.

Šalis	Priežastingumas	TYDL VAR modelio specifikacija
Lietuva	PPI HP, OMX HP	VAR(5)
Latvija	PPI HP, OMX HP	VAR(2)
Estija	PPI HP, OMX HP	VAR(3)
Lietuva	PPI HP, OMX grąža	VAR(1)
Latvija	PPI HP, OMX grąža	VAR(2)
Estija	PPI HP, OMX grąža	VAR(3)
Lietuva	PPI HP, OMX kintamumas	VAR(1)
Latvija	PPI HP, OMX kintamumas	VAR(2)
Estija	PPI HP, OMX kintamumas	VAR(2)
Lietuva	BVP HP, OMX HP	VAR(4+1)
Latvija	BVP HP, OMX HP	VAR(3)
Estija	BVP HP, OMX HP	VAR(4)
Lietuva	BVP HP, OMX grąža	VAR(4)
Latvija	BVP HP, OMX grąža	VAR(4+1)
Estija	BVP HP, OMX grąža	VAR(4)
Lietuva	BVP HP, OMX kintamumas	VAR(3+1)
Latvija	BVP HP, OMX kintamumas	VAR(1+1)
Estija	BVP HP, OMX kintamumas	VAR(4+1)