



**Kauno technologijos universitetas**

Ekonomikos ir verslo fakultetas

**Investicijų į nekilnojamąjį turtą poveikio burbulų  
formavimuisi Lietuvoje ir Švedijoje vertinimas**

Baigiamasis magistro projektas

---

**Laura Knabikaitė**

Projekto autorė

**Doc. dr. Aušrinė Lakštutienė**

Vadovė

---

**Kaunas, 2023**



**Kauno technologijos universitetas**

Ekonomikos ir verslo fakultetas

# **Investicijų į nekilnojamąjį turtą poveikio burbulų formavimuisi Lietuvoje ir Švedijoje vertinimas**

Baigiamasis magistro projektas

Finansai (6211LX036)

---

**Laura Knabikaitė**

Projekto autorė

**Doc. dr. Aušrinė Lakštutienė**

Vadovė

**Doc. Rasa Norvaišienė**

Recenzentė

---

**Kaunas, 2023**



**Kauno technologijos universitetas**

Ekonomikos ir verslo fakultetas

Laura Knabikaitė

## **Investicijų į nekilnojamąjį turtą poveikio burbulų formavimuisi Lietuvoje ir Švedijoje vertinimas**

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.

Laura Knabikaitė

*Patvirtinta elektroniniu būdu*

Knabikaitė, Laura. Investicijų į nekilnojamąjį turtą poveikio burbulų formavimuisi Lietuvoje ir Švedijoje vertinimas. Magistro baigiamasis projektas / vadovė doc. dr. Aušrinė Lakštutienė; Kauno technologijos universitetas, Ekonomikos ir verslo fakultetas.

Studijų kryptis ir sritis (studijų krypčių grupė): Finansai, Verslas ir viešoji vadyba.

Reikšminiai žodžiai: nekilnojamasis turtas, investicijos į nekilnojamąjį turtą, būsto kainų indeksas, nekilnojamojo turto burbulas, Lietuvos ir Švedijos nekilnojamojo turto rinka.

Kaunas, 2023. 82 p.

## Santrauka

Vertinant turto grąžą tiek besivystančiose, tiek išsivysčiusiose kapitalo rinkose, išskiriama daugybę investuotojų elgesio aspektų, dėl kurių išauga ar sumažėja investicijos į įvairų turtą. Tiriant investuotojų elgseną, pastebima, kad jie investuoja į skirtingą turtą pagal tuo metu esančius poreikius. Investuotojai, kurie tikisi greitesnės grąžos, investuoja į vienas iš rizikingiausių – vertybinių popierių rinkas. Tačiau tie investuotojai, kurie tikisi didesnės grąžos, tačiau ne tokios greitos, investuoja į nekilnojamojo turto rinką, kadangi investicijos į nekilnojamąjį turtą yra patrauklesnės ilgame periode, lyginant su vertybinių popierių rinka. Remiantis istoriniais duomenimis, dėl investuotojų spekuliacinio elgesio nekilnojamojo turto rinkoje, gali susiformuoti nekilnojamojo turto burbulas, o jo sproginimas gali sukelti neigiamų padarinių ekonomikai. Pirmoje darbo dalyje atskleidžiama investicijų į nekilnojamojo turto rinką problematika, kuri leido išsikelti pagrindinį tikslą – ar investicijos į nekilnojamąjį turtą Lietuvoje ir Švedijoje gali lemti nekilnojamojo turto kainų išaugimą ir signalizuoti apie besiformuojantį nekilnojamojo turto burbulą. Tyrimo objektas – nekilnojamojo turto rinka. Analizės laikotarpis – 2006–2022 m. Keliami uždaviniai – atskleisti investicijų į nekilnojamąjį turtą ir jų įtaką nekilnojamojo turto rinkai problematiką; išanalizuoti skirtingus modelius ir jų taikymą siekiant aptikti nekilnojamojo turto burbulus; parengti nekilnojamojo turto burbulų aptikimo galimybių Lietuvoje ir Švedijoje tyrimo metodologiją; atlikti empirinį investicijų į nekilnojamąjį turtą poveikio burbulų formavimuisi Lietuvoje ir Švedijoje tyrimą. Tyrime taikyti metodai – mokslinės literatūros analizė; statistinių duomenų palyginimas ir analizė; santykinų rodiklių analizė; statistinių paketų pagalba atliekama grafinė duomenų analizė ir laiko eilutės ekonometrinė analizė.

Antroje darbo dalyje išanalizuoti skirtingi modeliai ir jų taikymas siekiant aptikti nekilnojamojo turto burbulus. Remiantis moksline literatūra nustatyta, kad vieno modelio, kuris būtų tinkamas įvertinti ar yra susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas nėra, todėl būtina modelius lyginti tarpusavyje. Teorinėje dalyje išanalizuoti modeliai – rodiklių analizės modelis, kuris leidžia aptikti netvarų būsto kainų augimą, kai santykiniai rodikliai yra nukrypę nuo ilgalaikių vidurkių; paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizė leidžia aptikti kokius veiksnius veikia skirtingų šalių būsto kainas, pagrindiniai išskirti veiksniai tai – būsto nuomos kainos indeksas, BVP, infliacija, vartotojų kainų indeksas, statybų kaina, palūkanų norma būstui ir kt.; nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių modelis leidžia įvertinti kaip nekilnojamojo turto burbulai gali migruoti iš vienos šalies į kitą; būsto kainų lygio nustatymo modelis leidžia įvertinti būsto kainų esamąjį lygį ir patikrinti ar kainos nenukrypsta nuo tikrosios vertės. Taikant skirtingus modelius ir juos lyginant tarpusavyje, galima identifikuoti nekilnojamojo turto burbulą.

Trečioje darbo dalyje parengiama investicijų į nekilnojamąjį turtą poveikio burbulų formavimuisi Lietuvoje ir Švedijoje empirinio tyrimo metodologija. Tolimesniam tyrimui nuspręsta naudoti tris analizuotus nekilnojamojo turto burbulų aptikimo modelius – būsto kainų lygio nustatymo modelis, paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizė ir rodiklių analizės modelis.

Ketvirtoje darbo dalyje atliekamas empirinis tyrimas siekiant, pritaikius skirtingus modelius, aptikti nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo epizodus Lietuvoje ir Švedijoje. Visi tyrime naudoti modeliai aptiko Lietuvoje ir Švedijoje nekilnojamojo turto burbulų epizodus. Modelių taikymo tinkamumą patvirtina istoriškai egzistavęs ir tyrime aptiktas nekilnojamojo turto burbulas per finansų krizę 2007–2009 m. Šį nekilnojamojo turto burbulą Lietuvoje aptiko būsto kainų lygio nustatymo modelis, naudojant SADF testą, paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizės tyrimas, naudojant daugialypę tiesinę regresijos lygtį ir rodiklių analizės modelis, naudojant santykinį būsto kainų ir nuomos kainų indeksų rodiklį, būsto kainų ir darbo užmokesčio indeksų rodiklį ir būsto kainų ir vartotojų kainų indeksų rodiklį. Šio būsto burbulo Švedijoje neaptiko santykinis būsto kainų ir nuomos kainų indeksų rodiklis ir būsto kainų ir darbo užmokesčio santykio rodiklis. Tyrimo rezultatuose išsiskyrė Švedija, kadangi Švedijoje užfiksuotas būsto burbulas per finansų krizę tęsėsi žymiai trumpiau nei Lietuvoje, tai rodo, kad Švedija gebėjo greičiau susitvarkyti su nepastoviomis būsto kainomis, nei Lietuva. Būsto burbulas Lietuvoje ir Švedijoje buvo užfiksuotas ir 2021–2022 m., kuris rodo, kad būsto kainos išaugo netvariai ir kurį galėjo lemti įvairūs įvykiai pasaulyje, tokie kaip COVID-19 pandemijos sukelta recesija, Rusijos invazija į Ukrainą ir investuotojų elgesys rinkoje. Darbas užbaigiamas išvadomis ir rekomendacijomis.

Knabikaitė, Laura. Assessment of the Impact of Investments in Real Estate on the Formation of Real Estate Bubbles in Lithuania and Sweden. Master's Final Degree Project / supervisor Assoc. Prof. Aušrinė Lakštutienė; School of Economics and Business, Kaunas University of Technology.

Study field and area (study field group): Finance, Business and Public Management,

Keywords: real estate, investments in real estate, housing price index, real estate bubble, Lithuanian and Swedish real estate market.

Kaunas, 2023. 82 p.

### **Summary**

Assessing asset returns in both emerging and developed capital markets identifies several aspects of investor behavior that lead to increases or decreases in investment in various assets. When studying the behavior of investors, it is observed that they invest in different assets according to their current needs. Investors who expect faster returns invest in one of the riskiest - stock markets. However, those investors who expect higher returns, but not as fast, invest in the real estate market, since real estate investments are more attractive in the long term compared to the stock market. Based on historical data, the speculative behavior of investors in the real estate market can lead to the formation of a real estate bubble, and its bursting can have negative consequences for the economy. The first part of the work reveals the problems of investments in the real estate market, which allowed us to set the main goal - whether investments in real estate in Lithuania and Sweden can lead to an increase in real estate prices and signal the emerging real estate bubble. The object of the research is the real estate market. The period of analysis is 2006–2022. The tasks are to reveal the problem of investments in real estate and their influence on the real estate market; analyze different models and their application to detect real estate bubbles; to develop a methodology for investigating the possibilities of detecting real estate bubbles in Lithuania and Sweden; to conduct an empirical study of the impact of investments in real estate on the formation of bubbles in Lithuania and Sweden. The methods used in the research are the analysis of scientific literature; comparison and analysis of statistical data; analysis of relative indicators; graphical data analysis and time series econometric analysis are performed with the help of statistical packages.

The second part of the work analyzes different models and their application to detect real estate bubbles. Based on the scientific literature, it has been established that there is no single model that is suitable for assessing whether a real estate bubble has formed, so it is necessary to compare the models with each other. The models analyzed in the theoretical part are the indicator analysis model, which allows detection of unsustainable housing price growth when relative indicators deviate from long-term averages; the analysis of the fundamental factors influencing demand and supply allows us to discover what factors affect housing prices in different countries, the main factors identified are housing rent price index, GDP, inflation, consumer price index, construction price, housing interest rate, etc.; the model of the spread of real estate bubbles between countries allows to assess how real estate bubbles can migrate from one country to another; the housing price level determination model allows you to assess the current level of real estate prices and check whether the prices do not deviate from the real value. By applying different models and comparing them with each other, it is possible to identify a real estate bubble.

In the third part of the work, the methodology of the empirical study of the impact of investments in real estate on the formation of bubbles in Lithuania and Sweden is prepared. For further research, it was decided to use three analyzed real estate bubble detection models - the housing price level determination model, the analysis of fundamental factors affecting demand and supply, and the indicator analysis model.

In the fourth part of the work, an empirical study is carried out with the aim of detecting real estate bubble formation episodes in Lithuania and Sweden by applying different models. All models used in the study detected episodes of real estate bubbles in Lithuania and Sweden. The appropriateness of the application of the models is confirmed by the real estate bubble that existed historically and was discovered in the study during the financial crisis of 2007–2009. This real estate bubble in Lithuania was detected by the housing price level determination model, using the SADF test, the study of the analysis of the fundamental factors affecting demand and supply, using the multiple linear regression equation and the indicator analysis model, using the relative index of housing prices and rental prices, housing prices and wages index indicator and housing price and consumer price index indicator. This housing bubble in Sweden is not detected by the relative index of housing prices and rents and the ratio of housing prices to wages. Sweden stood out in the results of the study because the housing bubble recorded in Sweden during the financial crisis lasted significantly shorter than in Lithuania, which shows that Sweden was able to deal with volatile housing prices faster than Lithuania. A housing bubble in Lithuania and Sweden was also recorded in 2021–2022, which shows that house prices have risen unsustainably and may have been caused by various events in the world, such as the recession caused by the COVID-19 pandemic, the Russian invasion of Ukraine and the behavior of investors in the market. The work ends with conclusions and recommendations.

## Turinys

<b>Lentelių sąrašas .....</b>	<b>9</b>
<b>Paveikslų sąrašas .....</b>	<b>10</b>
<b>Santrumpų ir terminų sąrašas .....</b>	<b>11</b>
<b>Įvadas.....</b>	<b>12</b>
<b>1. Nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo probleminė analizė .....</b>	<b>14</b>
1.1. Investuotojų elgsena .....	14
1.2. Investuotojų įtaka nekilnojamojo turto burbulų susiformavimui .....	17
<b>2. Teorinė nekilnojamojo turto rinkos burbulų vertinimo modelių analizė .....</b>	<b>23</b>
2.1. Rodiklių analizės modelis.....	23
2.2. Paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizė .....	30
2.3. Nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių modelis .....	36
2.4. Būsto kainų lygio nustatymo modelis .....	39
<b>3. Tyrimo metodologija .....</b>	<b>45</b>
<b>4. Investicijų į nekilnojamąjį turtą poveikio burbulų formavimuisi Lietuvoje ir Švedijoje empirinis tyrimas.....</b>	<b>49</b>
4.1. Būsto kainų lygio nustatymo modelio tyrimas .....	49
4.1.1. Būsto kainų lygio įvertinimas remiantis statistiniais rodikliais.....	49
4.1.2. Būsto kainų lygio stacionarumo vertinimas .....	50
4.2. Paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių tyrimas .....	56
4.3. Rodiklių, veikiančių nekilnojamojo turto kainą, tyrimas .....	63
4.3.1. Būsto kainos ir nuomos indeksų santykio kitimo analizė .....	65
4.3.2. Būsto kainos ir BVP indeksų kitimo analizė.....	68
4.3.3. Būsto kainos indekso su darbo užmokesčio ir vartotojų kainų indeksų santykių analizė .....	69
4.4. Atlikto tyrimo apibendrinimas ir diskusija.....	71
<b>Išvados ir rekomendacijos .....</b>	<b>75</b>
<b>Literatūros sąrašas .....</b>	<b>78</b>
<b>Informacijos šaltinių sąrašas .....</b>	<b>82</b>
<b>Priedai.....</b>	<b>83</b>
1 priedas. Lietuvos nekoreguoti duomenys .....	83
2 priedas. Lietuvos duomenys unifikuoti, kai laikoma, kad 2015 m. vidurkis lygus 100.....	86
3 priedas. Švedijos nekoreguoti duomenys .....	89
4 priedas. Švedijos koreguoti duomenys, kai laikoma, kad 2015 m. vidurkis lygus 100.....	92
5 priedas. Lietuvos BKI korelograma 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. ....	95
6 priedas. Švedijos BKI korelograma 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. ....	96
7 priedas. Lietuvos BKI stacionarumo tikrinimas testų ADF, PP ir KPSS pagalba .....	97
8 priedas. Švedijos BKI stacionarumo tikrinimas testų ADF, PP ir KPSS pagalba.....	101
9 priedas. Lietuvos ir Švedijos BKI stacionarumo tikrinimo rezultatai ADF, PP ir KPSS testų pagalba.....	105
10 priedas. Lietuvos ir Švedijos BKI ADF testo kritinių taškų tyrimo rezultatai .....	106
11 priedas. Lietuvos daugialypės tiesinės regresijos eiga ir rezultatai, kai įtrauktų veiksnių koreliacija su BKI $> 0,7$ .....	107



12	priedas. Lietuvos realaus BKI ir gauto pagal modelį BKI reikšmės, kai įtrauktų veiksnių koreliacija su BKI > 0,7.....	108
13	priedas. Lietuvos daugialypės tiesinės regresijos eiga ir rezultatai, kai įtrauktų veiksnių koreliacija su BKI > 0,8.....	109
14	priedas. Lietuvos realus BKI ir gauto pritaikius modelį reikšmės .....	110
15	priedas. Švedijos daugialypės tiesinės regresijos eiga ir rezultatai, kai įtrauktų veiksnių koreliacija su BKI > 0,7.....	112
16	priedas. Švedijos realaus BKI ir gauto pagal modelį BKI reikšmės, kai įtrauktų veiksnių koreliacija su BKI > 0,7.....	114
17	priedas. Švedijos daugialypės tiesinės regresijos eiga ir rezultatai, kai įtrauktų veiksnių koreliacija su BKI > 0,9.....	115
18	priedas. Švedijos realus BKI ir gauto pritaikius modelį reikšmės.....	117
19	priedas. Lietuvos ir Švedijos kintamųjų palyginimo grafikai .....	119

## Lentelių sąrašas

<b>1 lentelė.</b> Skirtingų rodiklių taikymas skirtinguose analizuotose tyrimuose (sudaryta autorės).....	29
<b>2 lentelė.</b> Pasiūlos ir paklausos veiksnių apibendrinimas (sudaryta autorės).....	35
<b>3 lentelė.</b> Kainų lygio nustatymo metodų apibendrinimas (sudaryta autorės).....	43
<b>4 lentelė.</b> Tyrimo eiga (sudaryta autorės).....	48
<b>5 lentelė.</b> Statistiniai Lietuvos ir Švedijos būsto kainų ir nuomos kainų indeksų rodikliai (sudaryta autorės) .....	49
<b>6 lentelė.</b> Koreliacinė Lietuvos ir Švedijos kintamųjų analizė (sudaryta autorės).....	57
<b>7 lentelė.</b> Lietuvos būsto kainų indekso daugialypės tiesinės regresijos sudarymo rezultatai, kai koreliacija būsto kainų indekso su kintamaisiais $> 0,7$ (sudaryta autorės).....	58
<b>8 lentelė.</b> Lietuvos būsto kainų indekso daugialypės tiesinės regresijos sudarymo rezultatai, kai koreliacija būsto kainų indekso su kintamaisiais $> 0,8$ (sudaryta autorės).....	59
<b>9 lentelė.</b> Švedijos būsto kainų indekso daugialypės tiesinės regresijos sudarymo rezultatai, kai koreliacija būsto kainų indekso su kintamaisiais $> 0,7$ (sudaryta autorės).....	61
<b>10 lentelė.</b> Švedijos būsto kainų indekso daugialypės tiesinės regresijos sudarymo rezultatai, kai koreliacija būsto kainų indekso su kintamaisiais $> 0,9$ (sudaryta autorės).....	62
<b>11 lentelė.</b> Lietuvos kintamųjų statistinės reikšmės ir kintamųjų stacionarumo tikrinimas (sudaryta autorės) .....	64
<b>12 lentelė.</b> Švedijos kintamųjų statistinės reikšmės ir kintamųjų stacionarumo tikrinimas (sudaryta autorės) .....	64

## Paveikslų sąrašas

<b>1 pav.</b> Nekilnojamojo turto kainos ir nuomos kainos indeksų pokyčiai ES 2010 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (sudaryta autorės, remiantis Eurostat, 2023) .....	16
<b>2 pav.</b> 6 mėn. EURIBOR pokytis 2003–2023 m. (sudaryta autorės, remiantis Euribor-rates, 2023)	17
<b>3 pav.</b> ES ir Euro Zonos būsto kainų indekso kitimo tempas 2010 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (šaltinis: Eurostat, 2023) .....	19
<b>4 pav.</b> Nekilnojamojo turto burbulų susidarymas (sudaryta autorės, remiantis Hagemann, Wohlmann, 2019, Brzezicka, 2021, Case, Shiller, 2003) .....	21
<b>5 pav.</b> Nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo laikotarpiai (sudaryta autorės, remiantis Bago ir kt. 2021 ir Dreger, Kholodilin, 2011) .....	28
<b>6 pav.</b> Nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių analizės žemėlapis (sudaryta autorės) .....	39
<b>7 pav.</b> Lietuvos ir Švedijos būsto kainų ir būsto nuomos kainų indeksų kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	50
<b>8 pav.</b> Lietuvos ir Švedijos būsto kainų indeksų kitimo tendencija dviem laikotarpiais – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (sudaryta autorės) .....	51
<b>9 pav.</b> Lietuvos būsto kainų indekso SADF testo rezultatai dviem laikotarpiais – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (sudaryta autorės) .....	53
<b>10 pav.</b> Lietuvos būsto kainų indekso SADF testo rezultatai 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	53
<b>11 pav.</b> Švedijos būsto kainų indekso SADF testo rezultatai dviem laikotarpiais – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (sudaryta autorės) .....	54
<b>12 pav.</b> Švedijos būsto kainų indekso SADF testo rezultatai 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	55
<b>13 pav.</b> Lietuvos realaus būsto kainų indekso ir būsto kainų indekso gauto pagal modelį kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	60
<b>14 pav.</b> Švedijos realaus būsto kainų indekso ir būsto kainų indekso gauto pagal modelį kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	62
<b>15 pav.</b> Lietuvos būsto kainų ir nuomos kainų indeksų ir palūkanų normos būstui (proc.) kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	66
<b>16 pav.</b> Lietuvos būsto kainos ir nuomos kainos indeksų santykio, įvertinant palūkanų normos įtaką, kitimo tendencijos palyginimas su ilgalaikiu vidurkiu 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	67
<b>17 pav.</b> Švedijos būsto kainų ir nuomos kainų indeksų ir palūkanų normos būstui (proc.) kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	67
<b>18 pav.</b> Švedijos būsto kainų ir nuomos kainų indeksų santykio kitimo tendencijos palyginimas su ilgalaikiu vidurkiu 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	68
<b>19 pav.</b> Lietuvos ir Švedijos būsto kainų ir BVP indeksų kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	69
<b>20 pav.</b> Lietuvos ir Švedijos būsto kainų, darbo užmokesčio ir vartotojų kainų indeksų kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	70
<b>21 pav.</b> Lietuvos būsto kainų ir darbo užmokesčio indeksų santykio ir būsto kainų ir vartotojų kainų indeksų santykio kitimo tendencijos palyginimas su ilgalaikiais vidurkiais 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	70
<b>22 pav.</b> Švedijos būsto kainų ir darbo užmokesčio indeksų santykio ir būsto kainų ir vartotojų kainų indeksų santykio kitimo tendencijos palyginimas su ilgalaikiais vidurkiais 2006–2022 m. (sudaryta autorės) .....	71
<b>23 pav.</b> Lietuvos ir Švedijos nekilnojamojo turto burbulų aptikimo epizodai (sudaryta autorės) ....	72

## Santrumpų ir terminų sąrašas

### Santrumpos:

- ADF – apibendrinto Dikio ir Fulerio vieneto šaknies testas;
- BVP – bendro vidaus produkto indeksas;
- BKI – būsto kainų indeksas;
- NBKI – būsto nuomos kainų indeksas;
- NT – nekilnojamasis turtas;
- DU – darbo užmokesčio indeksas;
- GYVSK – gyventojų skaičiaus indeksas;
- INF – infliacijos indeksas;
- KPSS – Kvaitovskio, Filipso, Šmidto ir Šino vieneto šaknies testas;
- STATLEID – naujų gyvenamųjų namų statybų leidimų indeksas;
- NEDARB – nedarbo lygio indeksas;
- OMX – OMX Akcijų indeksų kainų indeksas;
- PNB – palūkanų normos būstui indeksas;
- PP – Perono ir Filipso vieneto šaknies testas;
- STI – statybų kainos indeksas;
- PASK – suteiktų paskolų būstui indeksas;
- EURIBOR – tarpbankinė euro zonos palūkanų norma;
- VKI – vartotojų kainų indeksas.

## Įvadas

**Darbo aktualumas ir problematika.** Vertinant turto grąžą tiek besivystančiose, tiek išsivysčiusiose kapitalo rinkose, išskiriama daugybę investuotojų elgesio aspektų, dėl kurių išauga ar sumažėja investicijos į įvairų turtą. Daroma prielaida, kad dauguma investuotojų gerai išmano rinką ir priima racionalius sprendimus (Rashid ir kt., 2022). Tiriant investuotojų elgseną, pastebima, kad jie investuoja į skirtingą turtą pagal tuo metu esančius poreikius. Investuotojai, kurie tikisi greitesnės grąžos, investuoja į vienas iš rizikingiausių – vertybinių popierių rinkas. Tačiau tie investuotojai, kurie tikisi didesnės grąžos, tačiau ne tokios greitos, investuoja į nekilnojamojo turto rinką, kadangi investicijos į nekilnojamąjį turtą yra patrauklesnės ilgame periode, lyginant su vertybinių popierių rinka (Diop ir kt., 2018). Brezicka (2021) ir Hagemann’as ir Wohlmann’as (2019), teigia, kad nekilnojamojo turto investuotojai dažnai dėl savo sprendimų, laikomi spekuliantais. Nekilnojamojo turto kainoms augant, investuotojai nori parduoti nekilnojamąjį turtą ir spekuliaciniais tikslais, jį parduoda dar brangiau, kadangi rinkoje paklausa viršija pasiūlą. Kainoms krentant, investuotojai siekia supirkti kuo daugiau nekilnojamojo turto ir tikisi kainų augimo ateityje. Dažnai dėl spekuliantų elgesio rinkoje išauga nekilnojamojo turto kainos, kadangi investuotojai turi lūkestį, kad nekilnojamojo turto paklausa tik augs, o pasiūla mažės, todėl jie spekuliaciniais tikslais galės nekilnojamąjį turtą pardavinėti brangiau (Hagemann, Wohlmann, 2019). Tačiau remiantis istoriniais duomenimis, ne visada investuotojų sprendimai yra racionalūs. Pasitaiko atveju, kai didžioji dalis investuotojų vadovaujasi bendra rinkos tendencija ir perka nekilnojamąjį turtą neįvertindami galimų pasekmių. Tokiu atveju būsto kainos atsiskiria nuo būsto tikrosios vertės (Greenaway-McGrevy, Phillips, 2016). Nekilnojamojo turto investicijų skaičius ir jų investicijos lėmė nekilnojamojo turto kainų augimą, o vėliau kritimą, kas išbalansavo nekilnojamojo turto rinką. Istoriniai duomenys rodo, kad prieš finansų krizę susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas JAV, susiformavo būtent dėl investuotojų elgesio. Gao ir Li (2012), tyrimas parodė, kad 2004–2006 m. būsto kainų kilimui JAV įtaką darė tai, kad maždaug 40–50 proc. būstų tose valstijose, kuriuose labai stipriai išaugo nekilnojamojo turto kainos, nekilnojamasis turtas buvo įsigytas kaip investicinis turtas. Dėl lengvo skolinimo tiek investiciniais tikslais, tiek gyventojams, JAV bankuose atsirado įvairios problemos, kas galėjo sukelti ir bankų bankrutavimą. Bourassa ir kt. (2019) ir Katagiri ir kt. (2018) teigia, kad JAV susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas laikomas pagrindiniu veiksniumi, prisidedančiu prie didžiosios finansinės krizės formavimosi. Teigiama, kad nekilnojamojo turto burbulas ne tik prisidėjo prie ekonomikos nuosmukio, bet kartu ir padarė nemažą žalą būsto rinkai daugelyje JAV teritorijų. Išskiriama, kad būsto kainų burbulo sprogimo įtaka persikėlė ir į kitus regionus, tokius, kaip Europa (Katagiri ir kt., 2018). Malović’as ir kt., (2021) teigia, kad 2007–2009 m. pasaulinės krizės patirtis parodė, kad nekilnojamojo turto burbulo sprogimo poveikis palieka didesnes pasekmes, palyginus su kitų rinkų smukimu. Taip pat veikia ir investuotojų į nekilnojamąjį turtą sprendimus. Nekilnojamojo turto burbulo sprogimas gali neigiamai paveikti ekonomiką ir gali turėti įtakos finansų sistemos žlugimui, taip pat krintančios nekilnojamojo turto kainos gali pakenkti bankų stabilumui, nes gali išaugti negrąžintų paskolų kiekis (Aziz, 2012). Nuspręsta tirti nekilnojamojo turto rinką, kadangi šiuo laikotarpiu 2019–2022 m. pastebimas netvarus būsto kainų augimas, kurį galėjo sukelti įvairūs ekonominiai nuosmukiai pasaulyje, tokie kaip COVID-19 pandemijos sukelta recesija, naftos krizė ir Rusijos invazija į Ukrainą. Taip pat pastebima ir tai, kad ypač išaugo investuotojų kiekis, dėl kurių sprendimų galėjo išaugti nekilnojamojo turto kainos. Baiminamasi, kad dėl išaugusių nekilnojamojo turto kainų gali susiformuoti nekilnojamojo turto burbulas ir sukelti dar didesnių pasekmių ekonomikai, nei 2007–2009 m. per finansų krizę. Todėl svarbu nuolatos sekti nekilnojamojo turto

rinką, stebėti kainų pokyčius ir jų svyravimus ir taip laiku aptikti nekilnojamojo turto burbulų susiformavimą ir sustabdyti burbulo plėtimąsi toliau.

**Problema:** kaip investuotojai į nekilnojamąjį turtą veikia nekilnojamojo turto rinką ir kokius modelius taikant galima aptikti nekilnojamojo turto burbulus, juos identifikuoti ir sustabdyti, kad jų sprongimas nesukeltų neigiamų padarinių ekonomikai?

**Tyrimo objektas** – nekilnojamojo turto rinka.

**Tyrimo tikslas** – ištirti ar investicijos į nekilnojamąjį turtą Lietuvoje ir Švedijoje gali lemti nekilnojamojo turto kainų išaugimą ir signalizuoti apie besiformuojantį nekilnojamojo turto burbulą.

**Uždaviniai:**

1. atskleisti investicijų į nekilnojamąjį turtą ir jų įtaką nekilnojamojo turto rinkai problematiką;
2. išanalizuoti skirtingus modelius ir jų taikymą siekiant aptikti nekilnojamojo turto burbulus;
3. parengti nekilnojamojo turto burbulų aptikimo galimybių Lietuvoje ir Švedijoje empirinio tyrimo metodologiją;
4. atlikti empirinį investicijų į nekilnojamąjį turtą poveikio burbulų formavimuisi Lietuvoje ir Švedijoje tyrimą.

**Tyrimo metodai** – mokslinės literatūros analizė; statistinių duomenų palyginimas ir analizė; santykinių rodiklių analizė; statistinių paketų pagalba atliekama grafinė duomenų analizė ir laiko eilutės ekonometrinė analizė.

## 1. Nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo probleminė analizė

### 1.1. Investuotojų elgsena

Išsamūs tyrimai patvirtino, kad vertinant turto grąžą tiek besivystančiose, tiek išsivysčiusiose kapitalo rinkose, matoma daugybę investuotojų ir portfelio elgesio aspektų, dėl kurių išauga ar sumažėja investicijos į įvairų turtą. Įtaką daro įvairūs kultūriniai veiksniai, sezoniškumas, ekonominė situacija ir kitų investuotojų elgsena. Daroma prielaida, kad dauguma investuotojų gerai išmano rinką ir priima racionalius sprendimus ir vengia rizikos. Didžioji dalis investuotojų remiasi efektyvios rinkos hipoteze, kuri pagrįsta rizikos ir grąžos kriterijais bei investuotojų kompromisu tarp rinkos grąžos ir prisiimtinos rizikos (Rashid ir kt., 2022). Pastebima, kad investuotojai investuoja į skirtingą turtą pagal tuo metu esančius poreikius. Tokie investuotojai, kurie tikisi užsidirbti greitai, investuoja į akcijų rinką ir tuo pačiu rizikingesnius aktyvus. Investuotojai, kurie tikisi didesnės grąžos, dažnai investuoja į nekilnojamąjį turtą. Investicijos į nekilnojamąjį turtą laikomos viena iš pagrindinių investicijų krypčių. Tam pritaria ir Cocco (2005), kuris teigia, kad investicijos ir nekilnojamąjį turtą yra patrauklesnės ilgame laikotarpyje, lyginant su investicijomis į akcijų rinkas. Laikoma, kad akcijų rinka yra likvidesnė, nei nekilnojamojo turto rinka, tačiau akcijų rinkos kainų pokyčiai yra greitesni, juos lyginant su nekilnojamojo turto rinkos kainų pokyčiais (Diop ir kt., 2018).

Daugelis šalių, siekdamas šalies ekonomikos augimo ir stabilaus vystymosi, skatina tiesiogines užsienio investicijas. Laikoma, kad viena iš pagrindinių užsienio investuotojų krypčių, tai investicijos į nekilnojamąjį turtą. Užsienio investicijos daugelyje šalių buvo nustatytos, kaip viena iš pagrindinių ekonomiką gerinančių jėgų. Tačiau ilgame laikotarpyje pastebėta, kad užsienio investicijos į nekilnojamąjį turtą ne visada skatina augimą (Gholipour ir kt., 2014). Pastebima, kad dažnai silpnesnėse ekonomikose užsienio investuotojai turi didesnę kapitalą nei vietiniai, todėl gali įsigyti nekilnojamąjį turtą pigiau ir taip skatinti to nekilnojamojo turto kainų augimą šalyje. Teigiama, kad nekilnojamojo turto kainų augimą kai kuriose ekonomikose paskatino padidėjęs tiesioginis užsienio investicijų kiekis, todėl atsirado būtinumas tokias užsienio investicijas kontroliuoti (Doytch, Uctum, 2011). Taip pat svarbu pabrėžti tai, kad užsienio investuotojai, kurie nori pirkti būstą kitoje šalyje, nei patys gyvena, gali toje šalyje imti paskolas, todėl dažnai pasitaiko tokių atvejų, kad užsienio investuotojai renkasi tokias šalis, kuriuose yra patrauklesnės hipotekos galimybės (Gholipour ir kt., 2014).

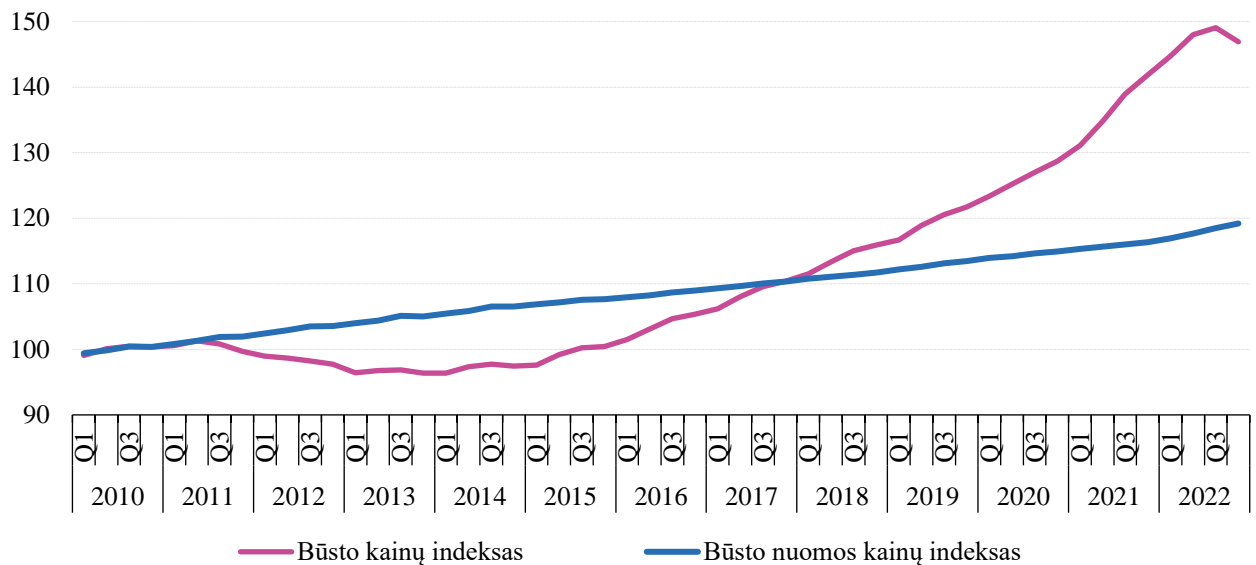
Bendrai investuotojus galima atpažinti ir skirstyti pagal jų poreikius ir elgseną, o jų sprendimai gali daryti įtaką nekilnojamojo turto kainų pokyčiams (D’Lima, Schultz, 2021). Tiriant nekilnojamojo turto investuotojų elgseną, galima įvertinti jų tikslus ir siekius investuojant į nekilnojamąjį turtą. Dažnai tiems investuotojams kurie perka būstą pardavimo ar nuomos tikslais, nėra svarbi to būsto kokybė ar vieta, jiems svarbiausia tikėtina turto grąža iš įsigyto nekilnojamojo turto (Bayer ir kt., 2011). Turto grąžą jie gali uždirbti panaudodami savo žinias apie vietinę rinką ir jas pasitelkę derybų metu nusipirkti pigiau, o vėliau parduoti brangiau, taip užtikrindami būsto likvidumą. Taip pat patyrę investuotojai gali pasinaudoti savo žiniomis apie šalyje esančią ekonominę aplinką ir taip užtikrinti, kad būstas, kurį įsigys, nebus pervertintas. Galiausiai investuotojai perka apleistus būstus ir juos suremontuoja, kad galėtų ateityje parduoti brangiau, o tai jiems garantuotų geresnę nekilnojamojo turto grąžą. Investuotojai savo elgseną gali nustatyti nekilnojamojo turto pirkimo laiką ir taip užtikrinti likvidumą, taip pat pardavimo laiką, kad galėtų tuo likvidumu pasinaudoti (Bayer ir kt., 2016). Taip pat pastebima, kad nekilnojamojo turto investuotojai uždirba didesnę grąžą nei įprasti būsto pirkėjai, kurie perka būstą savoms reikmėms, kadangi investuotojus pirkti nekilnojamąjį turtą

skatina tik investicinis nekilnojamojo turto potencialas, o ne tokio turto patogumai (D’Lima, Schultz, 2021). Patyrę investuotojai dažnai tiria rinkos sąlygas, kuriose yra nekilnojamasis turtas, siekdami įgyti derybos įgūdžių nusipirkti nekilnojamąjį turtą palankia kaina ir jį parduoti brangiau. Pasitaiko tokių investuotojų, kurie perka nekilnojamąjį turtą nepasidomėję rinkoje esančia situacija. To priežastis – aplinkinių įtaka. Jeigu investuotojas mato, kad aplinkiniai perka nekilnojamąjį turtą, priima sprendimą ir pats taip elgtis, o tokiu atveju neįvertina ateities prognozių ir galimybių. Tokie asmenys dažnai perka nekilnojamąjį turtą didesne kaina, palyginti su tikėtina, taip uždirba mažesnę grąžą ir atsiranda tikimybė jiems nevykdyti hipotekos reikalavimų ir negrąžinti paskolos už įsigytą būstą (Sah ir kt., 2010). Nepatyrusių investuotojų elgseną taip pat tyrė Gao ir Li (2012), kurios teigia, kad didžioji dalis naujų ir nepatyrusių investuotojų nesugeba įvertinti esamos situacijos rinkoje, todėl perka būstą didesne kaina, neįvertinę prognozių, kad būsto kainos gali kristi. Autorės pritaria Sah’ui ir kt (2010), kad tokių investuotojų elgseną veikia aplinkinių įtaka. Taip atsiranda spekuliacijos investiciniu lygiu.

Investuotojų į nekilnojamąjį turtą elgseną taip pat veikia įvairūs ekonominiai nuosmukiai. Nekilnojamojo turto rinkoje buvo pastebėta, kad iki finansų krizės, kuri buvo 2007–2009 m., nuomos kainos kilo lėčiau nei būsto kainos, o po finansų krizės būsto kainos pradėjo mažėti (Canas ir kt., 2015). Teigiama, kad tai paskatino investuotojus ieškoti alternatyvų būstui įsigyti. Pastebėta, kad išaugo paklausa būsto nuomai, o tai paskatino investuotojus investuoti į nekilnojamąjį turtą nuomos tikslais (Pires ir kt., 2018). Yra išskiriamos dvi investuotojų grupės: tai tie investuotojai, kurie perka nekilnojamąjį turtą nuomos tikslais, siekdami gauti nuolatinių pajamų ir tie investuotojai, kurie perka nekilnojamąjį turtą pardavimo tikslais ir tikisi nekilnojamojo turto brangimo ateityje. Po pasaulinės finansų krizės, dėl vartotojams sunkiau suteikiamų paskolų bankuose ir juose esančių įvairių apribojimų, nekilnojamojo turto nuomos rinka ypač išaugo, o tai padidino ir investuotojų kiekį, kurie investuoja į nekilnojamąjį turtą nuomos tikslais (Hill, 2011). Daugelis vartotojų visoje Europoje, ypač jauno amžiaus, dažnai renkasi nuomotis būstą, o ne jį pirkti, kadangi neturi sukaupe pradinio įnašo, reikalingo banko paskolai gauti arba dar nėra garantuoti dėl savo ateities finansinio stabilumo. Dėl didėjančios nuomos paklausos, didėja ir investuotojų lūkesčiai iš to pasipelnyti. Tačiau iškyla ir rizika, kad investicijos į nekilnojamąjį turtą, pasikeitus ekonominei situacijai pasaulyje, gali ne tik atnešti grąžą, bet ir nuostolių. Tai viena iš priežasčių, kodėl pradėjo augti nekilnojamojo turto kainos, kadangi prognozuojama, kad paklausa nekilnojamojam turtui nemažės, o tik augs (Ribeiro ir kt., 2016).

Analizuoti nekilnojamojo turto nuomos paklausą ir patvirtinti autorių Canas’o ir kt. (2015), Pires’o ir kt., (2018), Hill’o (2011) ir Ribeiro ir kt., (2016) mintis galima tiriant nekilnojamojo turto kainos ir nekilnojamojo turto nuomos kainos indeksus. Oficiali Europos statistikos svetainė Eurostat (2023) indeksų pokyčių analizę pateikia laikotarpyje nuo 2010 iki 2022 m. III ketv., imtyje atvaizduoti 19 Europos Sąjungos valstybių nekilnojamojo turto kainos ir nuomos kainos pokyčiai. Indeksų pokyčiai pateikti paveiksle (žr. 1 pav.).

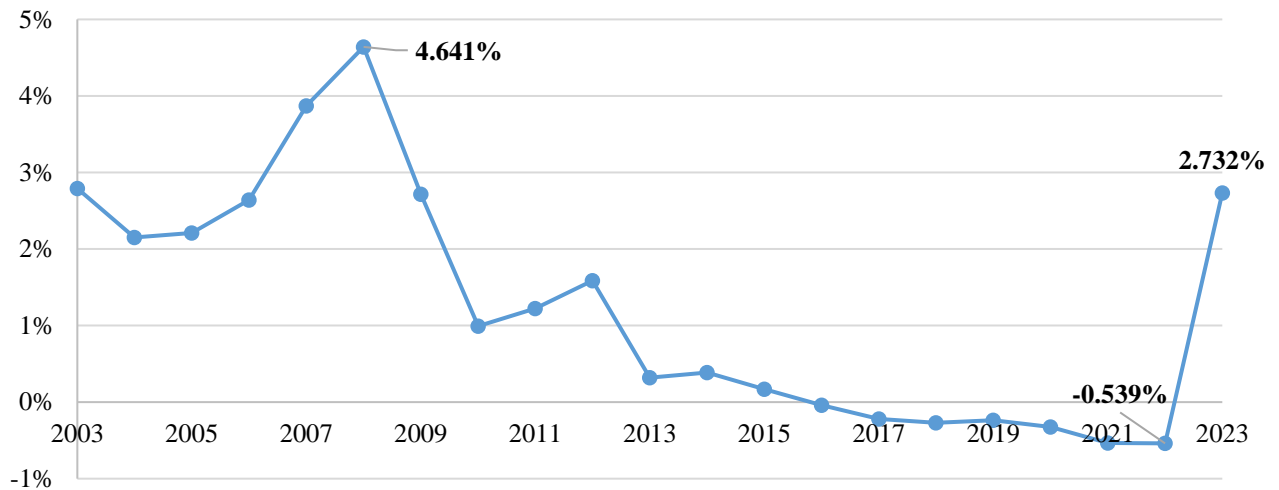




**1 pav.** Nekilnojamojo turto kainos ir nuomos kainos indeksų pokyčiai ES 2010 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (sudaryta autorės, remiantis Eurostat, 2023)

Pastebima, kad nekilnojamojo turto nuomos kaina visu analizuojamu laikotarpiu augo tolygiai. Būtent laikotarpis, kai nuomos kainos augimas buvo didesnis nei nekilnojamojo turto kainos pokytis, lėmė investuotojų polinkį pirkti nekilnojamąjį turtą nuomos tikslais. Tai patvirtina autorių tirtas investuotojų elgesys ir išaugusios investicijos į nekilnojamąjį turtą nuomos tikslais. Iš paveikslu matoma (žr. 1 pav.), kad nekilnojamojo turto nuomos kaina ir turto kaina nuo 2020 m. I ketv. iki 2011 m. III ketv. turėjo tendenciją augti. Laikotarpyje nuo 2011 m. III ketv. iki 2017 m. III ketv. nekilnojamojo turto kainos pokyčiuose matomas kritimas, o nuomos kainos pokyčiuose tolygus augimas. Nuo 2017 m. III ketv. iki 2022 m. III ketv. nekilnojamojo turto kaina pradėjo augti ir kainos augimas viršijo nuomos kainos augimą (Eurostat, 2023).

Išskiriama, kad investuotojų elgseną taip pat veikia įvairūs būsto kainų dinamiką lemiantys veiksniai. Jie gali būti klasifikuojami į makroekonominius, demografinius, reguliavimo, piniginius ir privataus sektoriaus kintamuosius (Hagemann, Wohlmann, 2019). Piniginiai būsto kainą lemiantys veiksniai yra susiję su centrinio banko pinigų politikos pozicija, kuri apima ilgalaikes palūkanų normas ir pinigų pasiūlą. Privataus sektoriaus finansavimui turi įtakos tarpbankinės rinkos palūkanų norma. Išskiriama, kad mažesnė palūkanų normos politika daro skolinimąsi prieinamesnį ir skatina investuoti į įvairų turtą, šiuo atveju nekilnojamąjį turtą. Tai sukelia kainų augimą nekilnojamojo turto rinkoje (Cesa-Bianchi ir kt., 2015). Didelę įtaką ne tik užsienio, bet ir vietiniams investuotojams daro esama ekonominė situacija šalyje, kurioje yra nekilnojamas turtas (Hagemann, Wohlmann, 2019). Visoje Europos Sąjungoje pirkti nekilnojamąjį turtą buvo patrauklu pokriziniu laikotarpiu, kadangi tuo metu tarpbankinė eurozonos palūkanų norma (toliau – EURIBOR) vyravo apie 0 proc. ar buvo neigiama. Tokiu atveju investuotojas, kuris perka būstą imdamas paskolą iš finansinių institucijų, turėdavo mokėti joms tik jų nustatytą maržą. Dėl ilgai vyravusios neigiamos EURIBOR normos investuotojai ir toliau tokios tikėjosi, todėl rinkosi kintamą, o ne fiksuotą palūkanų normą, kadangi paskolų su kintama palūkanų normos marža buvo mažesnė, nei su fiksuota (Hagemann, Wohlmann, 2019; Cesa-Bianchi ir kt., 2015). Autorių tyrimams patvirtinti, paveiksle (žr. 2 pav.) pateikti Europos centrinio banko (Euribor-rates, 2023) nustatytos 6 mėn. EURIBOR palūkanų normos pokyčiai nuo 2003 iki 2023 m.



**2 pav.** 6 mėn. EURIBOR pokytis 2003–2023 m. (sudaryta autorės, remiantis Euribor-rates, 2023)

Matoma, kad didžiausia 6 mėn. EURIBOR norma buvo 2008 m., kai pasaulyje vyravo finansinė krizė. Finansinės krizės laikotarpiu EURIBOR išaugo todėl, kad Europos bankų asociacija ir kitos Europos reguliavimo institucijos siekė stabdyti vartojimą ir mažinti infliaciją. Po krizės sumažėjus infliacijai ir ekonomikai atsigavus, EURIBOR palūkanų norma pradėjo mažėti ir beveik 10 metų buvo lygi 0 proc. arba buvo neigiama. Toks laikotarpis buvo itin patrauklus investuotojams, kurie investuodavo pasiskolintas lėšas į nekilnojamąjį turtą. Kai palūkanų normos mažėja, investuotojai mažiau investuoja savo kapitalą į taupomąsias sąskaitas. Vietoj to, jie linkę panaudoti savo kapitalą skolindamiesi iš bankų su mažomis palūkanomis ir investuodami į finansinį turtą, tokį kaip vertybiniai popieriai arba nekilnojamasis turtas (Hagemann, Wohlmann, 2019). Dėl COVID-19 pandemijos sukeltos recesijos ir išaugusių energijos išteklių kainos, stipriai išaugo infliacija ir po beveik 10 metų pertraukos, 2022 m. viduryje, EURIBOR norma vėl buvo pakelta, o augimo tempas buvo sparčiausias per visą EURIBOR istoriją. Išaugusi infliacija ir išaugusios kainos prisidėjo ir prie nekilnojamojo turto kainų augimo ir investuotojų sprendimų (Euribor-rates, 2023).

*Išanalizavus mokslinę literatūrą, pastebima, kad investuotojai daro didelę įtaką nekilnojamojo turto kainų pokyčiams. Dažnai jų priimti sprendimai koreguoja nekilnojamojo turto kainas ir pačią rinką. Investuotojai, įvertindami situaciją rinkoje, gali priimti įvairius sprendimus susijusius su nekilnojamojo turto rinka. Jeigu nekilnojamojo turto nuomos kainos yra išaugusios, investuotojai pirks nekilnojamąjį turtą būtent nuomos tikslais, o nekilnojamojo turto vertei sumažėjus, investuotojai sieks tokį turtą supirkti, kadangi ateityje tikėtis nekilnojamojo turto kainų augimo. Dažnai investuotojų elgsena gali prisidėti ir prie nekilnojamojo turto burbulų formavimosi, todėl svarbu tirti, kokią įtaką daro jų sprendimai nekilnojamojo turto kainų rinkai ir burbulų formavimuisi.*

## **1.2. Investuotojų įtaka nekilnojamojo turto burbulų susiformavimui**

Išanalizavus mokslinius straipsnius, prieita prie išvados, kad investuotojų sprendimai stipriai prisideda prie nekilnojamojo turto burbulų formavimosi. Tiriant nekilnojamojo turto burbulus, pastebima, kad jų formavimasis dažnai kelia problemų, kadangi nekilnojamojo turto burbulų formavimosi pradžia dažnai būna sunkiai pastebima, o išaugusios nekilnojamojo turto kainos ne visada reiškia susiformavusį nekilnojamojo turto burbulą (Girdzijauskas ir kt., 2009). Pastebima, kad susiformavus nekilnojamojo turto burbulams, dažnai seka ir dramatiškas susitraukimas, kuris po

savęs palieka nemažai pasekmių. Teigiama, kad dažnai tokie burbulai atsiranda natūraliai, ir juos sunku pastebėti (Hagemann, Wohlmann, 2019). Nekilnojamojo turto burbulas savo savybėmis panašus į kitos rūšies (vertybinių popierių, kainų) burbulus, tačiau nekilnojamojo turto susiformavimas ir sprogimas ekonomikoje palieka didesnius padarinius nei kitos rūšies burbulai (Cesa-Bianchi ir kt., 2015). Nekilnojamojo turto burbulas tuo skiriasi nuo akcijų rinkos burbulų, nes sprogimas yra žymiai lėtesnis, o po šio įvykio padariniai didesni, kadangi nekilnojamas turtas yra mažiau likvidus ir jį parduoti smukus kainoms nėra taip paprasta, kaip akcijas vertybinių popierių rinkoje (Tupenaitė, Kanapeckienė, 2009). Nekilnojamojo turto burbulas susidaro tada, kai pastebima, kad nekilnojamojo turto kainos pradeda staigiai kilti ir jų vertė yra nukrypusi nuo tikrosios vertės. Įprastai rinkoje kainos kiltų panašiu tempu su infliacijos lygiu arba padidėjus vidutinėms pajamoms. Didžiausias dėmesys nekilnojamojo turto burbulų susidarymui buvo skiriamas būtent po didžiojo nuosmukio, t. y. finansų krizės 2007–2009 m., kai egzistavo vienas iš didžiausių nekilnojamojo turto burbulų istorijoje. Todėl svarbu tirti šį laikotarpį ir jį lyginti su šiais laikais (Greenaway-McGrevy, Phillips, 2016).

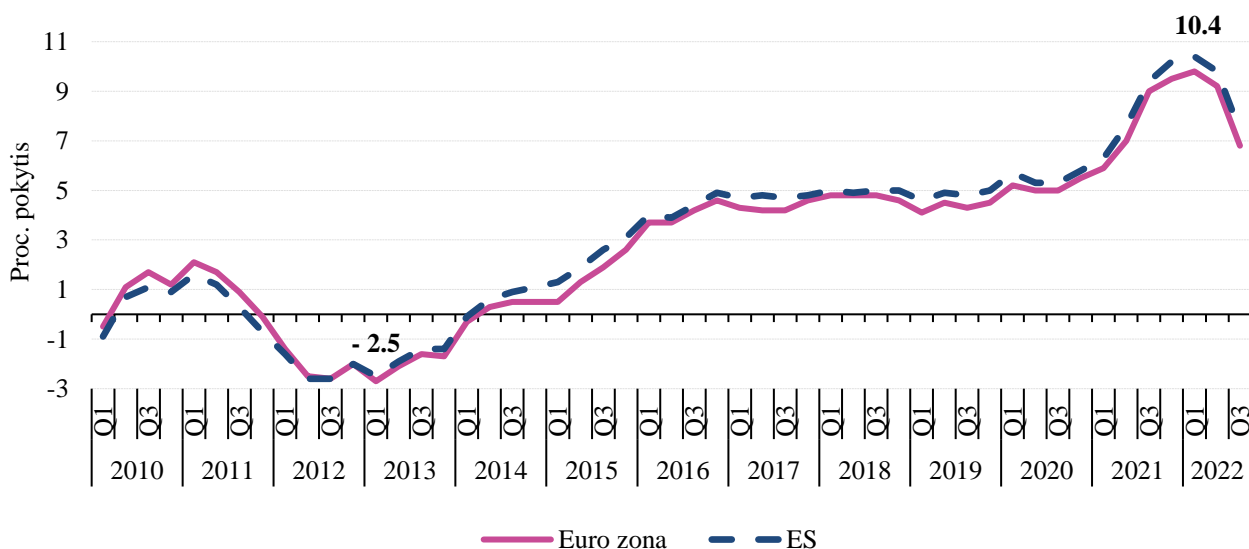
Remiantis istoriniais duomenimis ir tiriant nekilnojamojo turto burbulą po finansų krizės, galima nustatyti, kokią įtaką investuotojų sprendimai padarė nekilnojamojo turto kainų pokyčiams. Tiriant JAV būsto kainų kilimą, buvo įvertintas priežastinis ryšys, kaip prie to prisidėjo investuotojai. Vertinant istorinius duomenis pastebėta, kad 2004–2006 m. būsto kainų kilimui JAV įtaką darė tai, kad maždaug 40–50 proc. būstų tose valstijose, kuriuose labai stipriai išaugo nekilnojamojo turto kainos, nekilnojamas turtas buvo įsigytas kaip investicinis turtas (Gao, Li, 2012). Susiformavusi finansų krizė, kuri atvedė JAV į didžiąją recesiją, dar vadinama antrinių hipotekos paskolų krize. 2003–2005 m. paskolų skaičius, skirtų būstui įsigyti, JAV išaugo daugiau nei dvigubai. Investuotojų kiekis į nekilnojamąjį turtą sudarė didžiąją dalį visų skolininkų (Bayer, 2016). Nekilnojamojo turto investuotojų skaičius ir jų investicijos lėmė nekilnojamojo turto kainų kilimą, o vėliau kritimą, kai didžioji dalis tų investuotojų buvo skolininkai bankuose, kurie turėjo paskolas būtent tam nekilnojamam turtui įsigyti. Investuotojų elgesys ne tik sukėlė nekilnojamojo turto burbulus, bet ir prisidėjo prie ekonominės krizės JAV ir visame pasaulyje (Gao, Li, 2012; Bayer, 2016).

Istorinius JAV būsto kainų pokyčius prieškriziniu ir pokriziniu laikotarpiu tiria ir kiti mokslininkai. Autorė Aziz (2012) tyrė nekilnojamojo turto burbulus ir didžiausią dėmesį skyrė JAV nekilnojamojo turto burbului ir jo daromai įtakai ekonomikai, kuris egzistavo finansinės krizės laikotarpiu 2007–2009 m. Autorė teigia, kad nekilnojamojo turto burbulų sprogimas buvo viena iš priežasčių, kas sukėlė finansinę krizę. Esant mažoms palūkanų normoms, būstas tapo prieinamas daugeliui vartotojų, dėl šitos priežasties išaugo netesybų ir negražintų paskolų skaičius, todėl atsirado didelių skaidrumo problemų būtent skolinimosi rinkoje. Dėl lengvo skolinimo tiek investicijų tikslams, tiek gyventojams, bankuose atsirado įvairios problemos, kas galėjo sukelti ir bankų bankrutavimą. Vienas iš pavydžių „Lehman Brothers“ banko bankroto paskelbimas 2008 m. Bankas bankrutavo, nes buvo sukaukęs per didelę dalį rizikingų aktyvų, tokių kaip būsto paskolos, kurios tuo metu buvo itin rizikingos, nes jų aktyvų vertė buvo kritusi, o didžiausią būsto paskolų kiekį turėjo investuotojai, kurių veikla nebuvo kontroliuojama. Bourassa ir kt. (2019) pritaria, kad JAV susiformavęs burbulas laikomas pagrindiniu veiksniumi, prisidedančiu prie didžiosios finansinės krizės formavimosi. Staigiai išaugusios nekilnojamojo turto kainos ne tik darė įtaką būsto rinkai, bet ir paveikė ekonominius rodiklius. Vienas iš tokių – infliacija. Teigiama, kad nekilnojamojo turto burbulų egzistavimas veikia infliacijos augimą, ko priežastis – staigus bendras kainų lygio išaugimas ir pinigų vertės sumažėjimas. Nekilnojamas burbulas ne tik prisidėjo prie ekonomikos nuosmukio, bet kartu padarė nemažą žalą

nekilnojamojo turto rinkai daugelyje JAV teritorijų. Išskiriama, kad nekilnojamojo turto kainų burbulo sprogo įtaka galėjo persikelti ir į kitas pasaulio šalis (Martin, 2010). Grjebine'as (2014), pritaria autoriams ir teigia, kad nekilnojamojo turto burbulai ypatingi tuo, kad gali migruoti iš vieno regiono į kitą dėl ekonominio ryšio tarp šalių. Burbulų plitimo tarp šalių ignoravimas gali turėti įtakos būsto politikos veiksmingumui, ypač didėjant nekilnojamojo turto kainų sinchronizavimui įvairiose šalyse. Tiriant nekilnojamojo turto burbulų plitimą tarp šalių galima pastebėti, kokie signalai atsiranda ir kokių atveju nekilnojamojo turto burbulas gali plisti į kitą regioną. Dažnai pastebima, kad nekilnojamojo turto burbulai linkę plisti ne tik tame pačiame artimiausiame regione, bet kartu ir visame pasaulyje. Vienas iš pavyzdžių, tai JAV prieš ekonominę krizę prasidėjęs nekilnojamojo turto burbulas, kuris išplito ir į kitas šalis, o ypač paveikė Europą, kurioje daugelyje šalių labai stipriai išaugo nekilnojamojo turto kainos (Katagiri ir kt., 2018).

Istoriniai duomenys leidžia teigti, kad investuotojai savo elgsena dažnai priima neracionalius sprendimus. Jeigu investuotojas mato, kad aplinkiniai perka nekilnojamąjį turtą, priima sprendimą ir pats taip elgtis, o tokiu atveju neįvertina ateities prognozių ir galimybių. Tokie asmenys dažnai perka nekilnojamąjį turtą didesne kaina, palyginti su tikėtina, taip uždirba mažesnę grąžą ir atsiranda tikimybė jiems nevykdyti hipotekos reikalavimų ir negrąžinti paskolos už įsigytą būstą (D'Lima, Schultz, 2021). Toks investuotojų poelgis prisideda prie vietinių kainų burbulų atsiradimo, kadangi jie nenumatė rinkoje būsimų kainų piko. Iš vietinių susiformavusių nekilnojamojo turto kainų burbulų dažnai išauga į didesnius burbulus, kas gali apimti ne tik vietinius miestus, bet ir visą šalį, o vėliau persimesti ir į kitas šalis (Sah ir kt., 2010).

Istorinius būsto kainos pokyčius galima pastebėti, ne tik JAV, bet ir visame pasaulyje. Europos oficiali statistikos svetainė Eurostat, (2023) pateikia Euro zonos ir visos Europos Sąjungos nekilnojamojo turto kainų pokyčius nuo 2010 m. I ketv. iki 2022 m. III ketv., kainų pokyčiai pateikti paveiksle (žr. 3 pav.)



**3 pav.** ES ir Euro Zonos būsto kainų indekso kitimo tempas 2010 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (šaltinis: Eurostat, 2023)

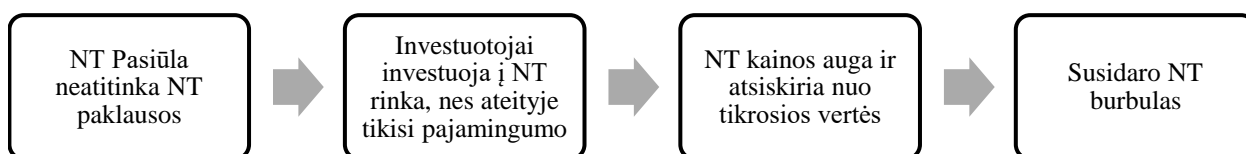
Pastebima, kad pokriziniu laikotarpiu – 2011 m. II ketv., būsto kainos Europos valstybėse pradėjo pigti, o tai nekilnojamojo turto burbulų susitraukimo požymis. Toks būsto kainos kritimas, po staigaus

krizės metu patirto būsto kainų išaugimo, buvo labai nepalankus investuotojams, kadangi nekilnojamojo turto vertė sumažėjo. Remiantis tokiais istoriniais duomenimis, investuotojai, po staigaus būsto kainų išaugimo 2021 m. pabaigoje, gali tikėtis, kad būsto kainos pradės kristi ir jų vertė sumažės, todėl spekuliaciniais tikslais gali pradėti pardavinėti būstą aukštesne kaina, o taip prisidėti prie bendrai viso nekilnojamojo turto kainų išaugimo. Analizuojant Europos Sąjungos ir Euro zonos kainų augimą 2010 m. I ketv.–2022 m. III ketv. ir vertinant bendrai visą laikotarpį, būsto kainų indekso augimo tempas pasiekė +10,4 proc. maksimumą 2022 m. I ketv., o didžiausias indekso kritimas užfiksuotas 2013 m. I ketv., kai indekso kritimas siekė -2,5 proc. Nuo 2012 m. II ketv. iki 2019 m. pab. metinis indekso augimo tempas tiek Euro zonoje, tiek Europos Sąjungoje išliko tolygus ir siekė maždaug +3,7-5 proc. Po pasiekto maksimalaus kainų augimo (2022 m. I ketv.), augimo tempas šiek tiek sumažėjo, tačiau vis dar siekė + 6-7 proc. (Eurostat, 2023).

Investuotojų įtaka nekilnojamojo turto burbulų susidarymui atvaizduojama ne tik JAV, bet ir kitose šalyse. Njoroge ir kt. (2018), atlikdami savo tyrimą Afrikos valstijoje Kenijoje, išskyrė pagrindinę probleminę sritį, kodėl auga nekilnojamojo turto kainos – tai didelis gyventojų skaičiaus augimas, dėl kurio išauga būsto paklausa. 2007 m. Kenijoje 4,2 proc. išaugo miesto gyventojų skaičius. Laikoma, kad iki 2010 m. apytiksliai būsto paklausa siekė 120 tūkst. vnt., o buvo patenkinta tik 35 tūkst. vnt. paklausos, kas lėmė smarkų būsto kainų išaugimą. O tuo naudojasi investuotojai, kurie turi savo investiciniais tikslais supirktą nekilnojamąjį turtą ir jį parduoda brangiau. Tyrimas rodo, kad dėl mažos pasiūlos, Kenijos gyventojai neturi kitos išeities, kaip tik pirkti būstą didesne kaina, o tai bendrai veikia ir viso nekilnojamojo turto kainos augimą (Njoroge ir kt., 2018).

Bendrai investuotojus galima įvardinti kaip spekuliantus nekilnojamojo turto rinkoje, o pačius nekilnojamojo turto burbulus – spekuliatyviniais (Brzezicka, 2021). Įvairūs mokslininkai teigia, kad rinkoje spekuliantai nekilnojamojo turto kainas kelia nepagrįstai, kadangi egzistuoja didelė nekilnojamojo turto paklausa, todėl spekuliatyviniai burbulai rinkoje yra sudėtingi ir sunkiai paaiškinami (Hagemann, Wohlmann, 2019). Dėl spekuliantų elgesio rinkoje, dažnai išauga nekilnojamojo turto kainos, kadangi spekuliatyvūs investuotojai turi lūkestį, kad nekilnojamojo turto paklausa tik augs, o pasiūla mažės, todėl jie rinkoje galės parduoti brangiau. Tačiau yra ir kita pusė spekuliantų, tai vartotojai, kurie priima sprendimą investuoti į nekilnojamąjį turtą ir jiems nelieka kitos išeities, kaip jį pirkti aukšta kaina (Šliupas, 2010). Tokiu atveju dažnai nekilnojamojo turto kaina nukrypsta nuo tikrosios vertės, o tai gali lemti ir bendrai nekilnojamojo turto tikrosios vertės pasikeitimus, kas gali daryti įtaką ir nekilnojamojo turto kainoms ateityje (Brzezicka, 2021). Jin'as ir Zeng'as, (2004), teigia, kad spekuliantų elgsenai didelę įtaką taip pat daro kredito suvaržymai. Būsto kainoms augant, investuotojai nori parduoti būstus ir spekuliaciniais tikslais, juos parduoda dar brangiau, dėl sumažėjusios pasiūlos rinkoje. Kainoms krentant, investuotojai siekia supirkti kuo daugiau nekilnojamojo turto ir tikisi kainų augimo ateityje. Dėl lėtesnių kredito suvaržymų gali padidėti paskolos ir vertės santykis, kreditų neprieinamumo pokyčiai gali daryti įtaką būsto kainų nepastovumui. Dažnai kyla problema, kad vartotojai per daug pasitiki savo galimybėmis ir dažnai, tikėdamasi nuolatinių pajamų, padidina savo skolinimąsi, kas bendrai didina kreditų kiekį būtent būsto paskoloms (Leung, 2004). Įvairūs ateities norai, lūkesčiai ir kredito apribojimai į nekilnojamojo turto gyvavimo ciklo modelį turėtų patekti per nekilnojamojo turto vartotojo kapitalo kainą. Oikarinen, (2009) išskiria, kad būsto paskolos gali atskleisti reikšmingą informaciją apie įvairius kredito suvaržymus, su kuriais gali susidurti nekilnojamojo turto rinka, taip pat gali suteikti reikšmingos informacijos apie numatomą nekilnojamojo turto brangimą.

Remiantis autorių Hagemann'o, Wohlmann'o, (2019), Brzezicka, (2021) ir Case'o, Shiller'o (2003) tyrimais, galima išskirti pagrindinius bruožus ir įvardinti kodėl susidaro nekilnojamojo turto burbulai ir kaip prie to prisideda investuotojai. Paveiksle (žr. 4 pav.) matoma, kaip ir kodėl susidaro nekilnojamojo turto burbulas.



**4 pav.** Nekilnojamojo turto burbulų susidarymas (sudaryta autorės, remiantis Hagemann, Wohlmann, 2019, Brzezicka, 2021, Case, Shiller, 2003)

Teigiama, kad kai nekilnojamojo turto rinka yra ekspansijos fazėje, papildoma pasiūla vėluoja. Tam gali daryti įtaką tiekimo problemos ir įvairūs apribojimai, kas dar labiau veikia kainų kilimą. Būsto investuotojai stebi tokią NT rinką, todėl jiems tampa patrauklu investuoti į nekilnojamąjį turtą, kadangi jie tikisi augančio pajamingumo (Hagemann, Wohlmann, 2019). Pabrėžiama, kad būsto kainos pokyčius vis dažniau skatina spekuliacijos, o ne konkrečiai būsto poreikis. Rinkos dalyvių elgesys vis labiau vadovaujasi bendra rinkos tendencija ir pasižymi neracionalumu. Todėl pastebima, kad būsto kainos atsiskiria nuo būsto tikrosios vertės. Šis etapas įvardijamas, kaip nekilnojamojo turto spekuliacinis burbulas, kurį dažnai lydi rizikos suvokimo mažėjimas, likvidumo ir biudžeto suvaržymų švelnėjimas ir lengvai gaunamos paskolos (Brzezicka, 2021). Perteklinis kainų augimas egzistuojant kainų burbului yra tuo ryškesnis, kuo pasiūla neelastingiau reaguoja į paklausos pokyčius. To pagrindinė problema ta, kad neįmanoma nustatyti, kada būsto kainų augimo ciklas pasieks piką ir sprogs, to priežastis, kad rinkos dalyvių elgesys būsto kainų burbulų metu yra labai nulemtas psichologinių veiksnių, kurie yra nestabilūs (Case, Shiller, 2003).

Lyginant istorinius duomenis su šių laikų aktualijomis, pastebėta, kad nekilnojamojo turto rinka COVID-19 pandemijos laikotarpiu susidūrė su dideliu nestabilumu. Dėl šios pandemijos išaugo nedarbo lygis, stipriai sumažėjo vartojimas ir darbuotojų pajamos. Tai turėjo didelės įtakos vartotojų gebėjimui mokėti nuomą, būsto paskolas ir įvairias namų ūkio išlaidas, kas prisidėjo prie sumažėjusių įplaukų į valstybės biudžetą (Malović ir kt., 2021). Daugelis autorių nerimauja, kad dėl COVID-19 pandemijos, ekonomika gali susidurti su dar viena, gal net sunkesne, nei buvo 2008 m., ekonomine krize. Cheshire ir Hilber'is (2020), tyrė JK nekilnojamojo turto rinką pandemijos laikotarpiu, ir teigia, kad būsto kainos ir nuomos mokesčiai gali turėti tendenciją mažėti, kadangi sumažės nekilnojamojo turto prieinamumas, taip pat COVID-19 pandemija turėjo įtakos būsto sandoriams ir investuotojų elgsenai, kadangi pastebėta, kad pandemijos laikotarpiu, labai stipriai išaugo ir nutrauktų sandorių skaičius. Liu ir Su (2021), naudodamiesi būsto duomenimis, ištyrė, kad dėl COVID-19 pandemijos sumažėjo būsto paklausa rajonuose, kuriuose pastebimas didelis gyventojų tankis, to priežastis, sumažėjęs vartotojų poreikis gyventi arti savo darbo vietų, kadangi pandemijos metu labai didelis kiekis žmonių dirbo iš namų. Šie pandemijos įpročiai buvo pastebimi ir atsidarius rinkai. Malović'as ir kt. (2021), pritaria autoriui Aziz'as (2012), dėl nekilnojamojo turto burbulų įtakos ekonomikai ir teigia, kad ekonominiai pakilimai ir nuosmukiai yra glaudžiai susiję su nekilnojamojo turto kainų svyravimais, kadangi bendrai nekilnojamojo turto rinka yra labai didelė. 2007–2009 m. pasaulinės krizės patirtis perspėja, kad nekilnojamojo turto burbulų sprogo poveikis palieka didesnes pasekmes, palyginus su kitų rinkų smukimu. Taip pat veikia ir investuotojų į nekilnojamąjį turtą

sprendimus. Nekilnojamojo turto burbulo sproginimas gali neigiamai paveikti ekonomiką ir gali turėti įtakos finansų sistemos žlugimui, taip pat krintančios nekilnojamojo turto kainos gali pakenkti bankų stabilumui, nes gali išaugti negražintų paskolų kiekis (Malović ir kt., 2021).

*Problemos analizė atskleidė, kad investuotojai, savo elgsena tiek tiesiogiai, tiek netiesiogiai prisideda prie nekilnojamojo turto kainų pokyčių. Dėl spekuliacinių investuotojų elgesio, blogų jų prognozių ir pasitikėjimo istoriniais duomenimis bei aplinkinių elgesiu, gali išaugti nekilnojamojo turto kainos ir susiformuoti nekilnojamojo turto burbulai. Svarbu atkreipti dėmesį į tai, kad išaugusios nekilnojamojo turto kainos ne visada lemia nekilnojamojo turto burbulų susiformavimą, todėl tolimesniais tyrimais svarbu ištirti, ar nekilnojamojo turto kainų išaugimas gali signalizuoti susiformavusį nekilnojamojo turto burbulą ir kokiais modeliais tai galima įvertinti.*

## 2. Teorinė nekilnojamojo turto rinkos burbulų vertinimo modelių analizė

Mokslinių tyrimų rezultatai rodo, kad aptikti, identifikuoti ir ištirti nekilnojamojo turto burbulus yra žymiai sudėtingiau, nei kitos rūšies burbulus, kadangi nėra bendro nustatyto nekilnojamojo turto kainų rodiklio, kuris galėtų identifikuoti sprogstantį nekilnojamojo turto burbulą. Įvairūs autoriai taiko skirtingus modelius siekiant identifikuoti burbulus, todėl modelių rezultatai dažnai skiriasi (Hagemann, Wohlmann, 2019). Mokslininkai išskyrė, dėl kokių priežasčių susiformuoja nekilnojamojo turto burbulai, pagrindinės ekonominės priežastys, tai silpna finansų politika, per didelis likvidumas finansų sistemoje, per didelis vartotojų pasitikėjimas bankais ir dideli vartotojų ateities lūkesčiai dėl mažų palūkanų normų, investuotojų – spekuliantų elgesys rinkoje, paklausa neatitinka pasiūlos, įvairių ekonominių rodiklių, tokių kaip BVP, infliacija, nedarbo lygis, gyventojų pajamų lygis, taip pat statybų kaina, įvairūs leidimai, statybų trukmė, rinkos reguliavimai ir pan. Visus šiuos veiksnius galima priskirti prie fundamentaliųjų veiksnių, kurie tiesiogiai gali daryti įtaką nekilnojamojo turto kainai (Oikarinen, 2009, Cesa-Bianchi ir kt., 2018). Phillips'o ir kt. (2015), sukurtas ADF metodas ir jo modifikacijos leido aptikti burbulus ir tirti ne tik nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo laikotarpį, tačiau ir įvertinti ar šitie burbulai yra užkrečiami.

Kiekvienas susidaręs nekilnojamojo turto burbulas yra skirtingas ir susidaro dėl skirtingų fundamentaliųjų veiksnių. Dažnai tam gali daryti įtaką koks nors įvykis pasaulyje, dėl kurio ekonomika tampa nestabili (Cesa-Bianchi ir kt., 2018). Tokie įvykiai gali būti įvairios pandemijos (2019 m. prasidėjusi COVID-19 pandemija), karai (2022m. prasidėjęs karas Ukrainoje) ir pan. Dažnai rinkos dalyvių elgesys taip pat yra nulemtas ir psichologinių veiksnių, kurie yra nestabilūs.

Skirtingi autoriai pateikia skirtingus tyrimo modelius, kurių pagalba būtų galima ištirti nekilnojamojo turto burbulų atsiradimą, nustatyti ar konkretų laikotarpį burbulas buvo susiformavęs. Tačiau konkretaus vieno metodo aprašyto literatūroje tam nėra, kadangi nustatyti ar nekilnojamojo turto burbulas egzistuoja yra sudėtinga. Aprašant nekilnojamojo turto tyrimo modelius buvo remtasi šiais autoriais ir jų atliktais tyrimais: Bourassa ir kt. (2019), Bago ir kt. (2021), Njoroge ir kt. (2018), Dreger, Kholodilin (2011), Liu ir kt. (2017), Tupėnaitė, Kanapeckienė (2009), Malović ir kt. (2021), Oikarinen (2009). Tsai, Lin, (2022), Gomez-Gonzalez ir kt. (2018), Petris ir kt. (2022). Analizuoti modeliai – rodiklių analizės modelis, paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizė, nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių modelis ir būsto kainų lygio nustatymo modelis.

### 2.1. Rodiklių analizės modelis

Rodiklių analizės modelis kuriamas nustatant įvairius santykinius ryšius, naudojantis įvairiais autorių literatūroje pasiūlytais rodikliais ir jų rezultatais. Jeigu pastebima, kad rodikliai viršija nustatytas ribas, įvairius ilgalaikius vidurkius, galima identifikuoti nekilnojamojo turto burbulą. Pastebima, kad būsto kainos ir nuomos santykis laikomas, kaip vienas iš pagrindinių rodiklių, kurio pagalba tiriamas nekilnojamojo turto burbulų susiformavimas.

Bourassa ir kt. (2019), tyrė šešias metropolines sritis, trijose šalyse, tyrime tirtos teritorijos – Helsinkis (Suomija), Ženeva ir Ciurichas (Šveicarija), Čikaga, Majamis ir San Franciskas (JAV). Tyrimui pasirinktos šios teritorijos, kadangi šiose teritorijose per analizuojamą laikotarpį buvo nekilnojamojo turto burbulai. Tiriamas laikotarpis 1980 (+5 metai)–2011 m. Teigiama, kad naudojant kainos ir nuomos santykio metodą, galima nustatyti burbulų egzistavimo ir neegzistavimo periodus. Rodiklių analizę, kuri padėtų identifikuoti NT burbulus, apima: nuomos – kainos, kainos – nuomos, vartotojų sąnaudų – faktinio nuomos mokesčio ir sąlyginės nuomos – pajamų santykis.



Teigiama, kad rodiklius galima pasirinkti ir analizuoti remiantis nustatytais regionais ir ten esančia informacija. Rodiklių rezultatai lyginami su ilgalaikiais vidurkiais, esant vidurkių nukrypimams, galima išvelgti nekilnojamojo turto burbulą, todėl būtina atlikti tolimesnę analizę. Case ir Shiller'is (2003), taikydami rodiklių analizės modelį, apskaičiavo JAV kainų ir pajamų santykį laikotarpyje nuo 1985 iki 2002 m. ir nustatė, kad XX a. devintojo dešimtmečio pabaigoje ir dešimtojo dešimtmečio pradžioje kainų ir pajamų santykis viršijo ilgalaikį vidurkį 20 proc., kas gali identifikuoti JAV egzistuojantį būsto kainų šuolį. Autoriai rodiklius (2.1.1), (2.2.2) apibrėžia taip:

$$\text{Būsto kainos ir nuomos santykis} = \frac{P_{mt}}{R_{mt}}; \quad (2.1.1)$$

$$\text{Būsto kainos ir pajamų santykis} = \frac{P_{mt}}{Y_{mt}}; \quad (2.1.2)$$

čia  $P_{mt}$  – tikroji vidutinė būsto kaina už kvadratinį metrą ir  $R_{mt}$  – metinė nuomos kaina už kvadratinį metrą,  $Y_{mt}$  – realios pajamos vienam gyventojui. Pabrėžiama, kad rodiklių reikšmės gali kisti remiantis skirtingais tyrimo regionais. Sąlyginiai nuomos mokesčiai (2.1.3) apibrėžiami kaip numatomos naudotojo išlaidos už savininko naudojamo būstą tipiškam namų ūkiui, padaugintas iš tikrojo kainų lygio:

$$R_{mt}^* = P_{mt} E(u_{mt}); \quad (2.1.3)$$

čia  $R_{mt}^*$  – sąlyginė metinė nuomos kaina,  $E$  – lūkesčiai ir  $u$  – metinės vartotojo išlaidos. Bourassa ir kt. (2015), teigia, kad vartotojų išlaidos įvairiose šalyse skiriasi, atsižvelgiama į tokius veiksnius, kaip sąlyginės nuomos ir kapitalo prieaugio apmokestinimas bei hipotekos palūkanų ir kitų išlaidų atskaitymas. Prie išlaidų gali būti priskirtos tokios išlaidos, kaip nekilnojamojo turto mokestis, nusidėvėjimas ir būsto priežiūra, draudimas nuo pavojų ir metinės sandorio kainos normos. Būsto kainų augimo tempas laikomas, kaip vienas iš problematiškiausių vartotojų sąnaudų skaičiavimo prielaidų. Autoriai remiasi Himmelberg'u ir kt. (2005), ir daro prielaidą, kad lūkesčiai grindžiami ilgalaikiu vidutiniu nominaliosios kainos augimo tempu ir laikoma, kad nuomos mokesčiai vidutiniškai auga tokiu pačiu tempu, kaip ir būsto kainos. Tyrime nustatyta, kad regionuose, kuriuose buvo nustatytas būsto kainų burbulas, kainos ir nuomos santykio disbalansas paprastai siekė lyginamąjį disbalansą. Visuose regionuose, išskyrus Ženeva ir Ciuricha, tiriant būsto kainų burbulus nustatyta, kad kainos ir nuomos santykis yra geriausia alternatyva lyginamajam indeksui, kuris laikomas, kaip 20 proc. slenkstis. 20 proc. ribą autoriai nustatė, kaip jautrumo (teisingai nustatytų burbulų periodų procentas) ir specifiškumo (teisingai nustatytų ne burbulų periodų procentas) vidurkį. Taigi taikant šį metodą, buvo nustatyta 88,6 proc. teisingų burbulų susiformavimų per tiriamą laikotarpį. Taip pat šis metodas gali būti taikomas, kaip ir įspėjamasis signalas, kadangi jo pagalba burbulų signalas suveikia 3–6 mėnesius prieš būsto kainoms viršijant 20 proc. ribą. (Bourassa ir kt., 2019).

Rodiklių analizės modelį savo tyrime taip pat taikė Tsai ir Lin'as, (2022), kurie tyrė šešių euro zonos šalių (Belgijos, Prancūzijos, Vokietijos, Airijos, Olandijos ir Ispanijos) ir Jungtinės Karalystės būsto kainos duomenis nuo 1980 m. I ketv. iki 2018 m. IV ketv. Tyrimo tikslas buvo ištirti, ar analizuojamame laikotarpyje nebuvo nekilnojamojo turto burbulų. Tyrime naudotas kainos ir nuomos santykis ir skirtingai, nuo kitų autorių, papildomai tyrimui naudojo integracinę ryšį tarp nekilnojamojo turto kainos ir nuomos santykio bei palūkanų normos. Nuo 2007 m. JAV vyravusios antrinės hipotekos krizės ir JAV nekilnojamojo turto egzistavusio burbulų ir jo žlugimo, labai išaugo nekilnojamojo turto kainos pokyčius tiriančių straipsnių. Įvertinus jau anksčiau padarytus Europos

nekilnojamojo turto burbulų egzistavimo tyrimus ir pastebėjus, kad tyrimuose nebuvo prieita prie nuoseklių išvadų dėl būsto kainų ir nuomos santykio rezultatų, prieita prie išvados, kad tyrimuose nebuvo vertinta palūkanų normos įtaka. Tsai ir Lin'as (2022), įvertino, kad nekilnojamojo turto burbulai turėtų būti nustatomi ne tiesiogiai naudojant kainos ir nuomos santykį, o nagrinėjant integracinį ryšį tarp nekilnojamojo turto kainos ir nuomos santykio bei palūkanų normos. Būsto nuomos ir kainos santykis bus vertinamas naudojant Phillips'o (2015), pasiūlytą vieneto šaknies testą, o antrasis rodiklis, kainos ir nuomos santykis bei palūkanų normos atvirkštinės vertės integravimo ryšys, bus vertinamas remiantis skydelio duomenimis, kurį pasiūlė Mikhedas ir Zem'cik'as (2009). Remiantis Phillips'o (2015), pasiūlytu apibendrintu GSADF testu, buvo siekiama nustatyti analizuojamų šalių būsto burbulų sprogimo pradžios ir pabaigos datas. GSADF testas atliekamas atskirai vertinant kainos ir nuomos santykį ir modifikuotą metodą – kainos ir nuomos santykio ir palūkanų normos abipusio integravimo santykį. Atliekant GSADF testą pirma vertiname kainos ir nuomos santykį, kurį bendrai naudojo ir kiti autoriai ( $x_t = p_t/re_t$ ). GSADF testo vertinimą (2.1.4) gauname taip:

$$ADF_{r1}^{r2} = \frac{\hat{\beta}_{r1,r2}}{s.e.(\hat{\beta}_{r1,r2})}; \quad (2.1.4)$$

Bandymo statistika naudojama, norint patikrinti nulinę atsitiktinio ėjimo hipotezę, kuri yra  $\hat{\beta}_{r1,r2} = 0$ , o alternatyvia hipoteze laikoma, kai  $\hat{\beta}_{r1,r2} > 0$ , taigi siekiant atmesti vieneto šaknies hipotezę, kuri skatina sprogstamąjį elgesį, bandymo statistika turi viršyti dešiniąją kritinę vertę. Phillips'o (2015), pasiūlytas sup ADF (SADF) testas, kurio statistika apibrėžiama, kaip aukščiausia  $ADF_0^{r2}$  sekos vertė (2.1.5), išreiškiama taip:

$$SADF(r^0) = \sup_{r^2 \in [r^0, 1]} ADF_0^{r2}; \quad (2.1.5)$$

SADF testas gaunamas iš imties regresijos, kuri eina nuo pirmojo stebėjimo iki sprogstamojo epizodo piko imties laikotarpio. GSADF testas, palyginti su SADF, identifikuoja burbulus, identifikuodamas endogeninius pavyzdžius. GSADF (2.1.6) pateikiamas taip:

$$GSADF(r^0) = \sup_{r^2 \in [r^0, 1], r^1 \in [0, r^2 - r^0]} ADF_{r1}^{r2}; \quad (2.1.6)$$

čia kiekvieno lango  $r$  dydis yra keičiamas. GSADF testas gali endogeniškai ir dinamiškai įvertinti bandymo laikotarpį. Siekiant įvertinti, ar kainos ir nuomos santykis artėja prie nominalios palūkanų normos grįžtamojo ryšio, tyrime bus naudojama tokia formulė (2.1.7), kuria bus siekiama iširti būsto burbulų egzistavimą, kur  $i_t$ , vertina palūkanų normą:

$$x_t = \frac{p_t i_t}{re_t}; \quad (2.1.7)$$

Šiame tyrime naudojamas dar kitas rodiklis, naudojant skydelio duomenis ir skydelio vieneto šaknies testą, kurį pasiūlė Mikhedas ir Zem'cik'as (2009). Būsto kainų pagrindu skydelio šaknies testas taikomas, norint iširti, ar tarpusavyje tiriami laikotarpiai skiriasi ir ar susidarė būsto burbulas. Gautais rezultatais, visų pirma paaiškinama, kad remiantis teoriniu aprašytu būsto kainos ir nuomos santykiu ir nepaisant prielaidos, kad investuotojai racionaliai pasirinko nekilnojamąjį būstą, jeigu palūkanų norma ir toliau mažės, gali atsirasti disbalansas tarp būsto kainos ir nuomos kainos, todėl svarbu vertinti palūkanų normos svarbą kontroliuojant nekilnojamojo turto burbulus. Tyrimas parodė, kad visose analizuojamose šalyse stebimu laikotarpiu egzistavo bent vienas reikšmingas būsto kainų

bumas, tačiau pastebima, kad reikšmingiausi būsto bumų susidarymo ir sprogoimo laikotarpiai šalyse skiriasi. Ankščiausiai pastebėtas būsto bumas buvo Ispanijoje, kuris prasidėjo 1987 m. IV ketv., laikotarpyje nuo 2006 iki 2007 m. būsto rinkos perkaitimas pasireiškė Prancūzijoje, Belgijoje ir Jungtinėje Karalystėje. Vokietijoje nebuvo pastebėtas ryškus rinkos perkaitimas iki 2007 m., tačiau po finansinės krizės šalis patyrė nekilnojamojo turto kainų bumą dėl laisvo pasaulinio kapitalo. Iš visų analizuotų imčių, dažniausiai būsto bumas pasireiškė Ispanijoje, kuris ryškiausias buvo nuo 1993 m. III ketv. iki 2006 m. IV ketv., kurio trukmė buvo ilgiausia, lyginant su kitomis analizuotomis šalimis. GSDAF testas padeda įvertinti, ar būsto bumo egzistavimo laikotarpiu egzistavimo būsto burbulas. GSDAF testo rezultatai rodo, kad nei viena šalis nepatyrė reikšmingo nekilnojamojo turto burbulo, būsto bumo metu. Būsto burbulai susiformuoja ir sprogsta greitai, o tai rodo, kad būsto rinkos Europos šalyse yra veiksmingos. Skydelio bloko šaknų bandymas parodė, kad būsto bumo, vertinant būsto kainos ir nuomos santykį, analizuojamose šalyse nebuvo 1986 m. I ketv.–1988 m. I ketv. ir 2009 m. II ketv.–2010 m. II ketv. Modifikavus rodiklius pagal integracinę ryšį tarp kainos ir nuomos ir palūkanų normos abipusio koeficiento, prieita prie išvados, kad euro zonos šalių būsto rinkose dažnai keičiasi burbulo ir korekcijos būsenos. Įvertinta, kad ilgiausiai sprogsta būsto burbulas egzistavęs laikotarpyje nuo 2012 m. III ketv. iki 2015 m. I ketv., to priežastis, nuolat mažėjanti palūkanų norma, o tuo pačiu mažėjančios palūkanų išlaidos, kurios yra patiriamos perkant būstą. Šio tyrimo rezultatai parodė, kad analizuojamose šalyse būsto rinkos buvo veiksmingos, būsto kainoms esant santykinai aukštomis nuomos kainoms, investuotojai gali laukti būsto kainos korekcijos. Rezultatai taip pat patvirtina, kad bankų palūkanų normos politika yra labai svarbi būsto rinkos rezultatams ir kol palūkanų normos pokyčiai išliks stabilūs, būsto kainos ir nuomos santykis taip pat išliks stabilus (Tsai, Lin, 2022).

Į savo tyrimą naudojant būsto kainos ir nuomos duomenis, kaip ir Tsai ir Lin'as, (2022), Bago ir kt. (2021) įtraukė tokias Europos šalis, kaip Vokietija, Prancūzija, Olandija, Ispanija ir Jungtinė Karalystė. Papildomai į tyrimą buvo įtraukta ir Italija, o Bago ir kt. (2021), netyrė Belgijos būsto kainų kitimo. Remiantis stipriausią ekonomiką Europoje turinčiomis į tyrimą įtrauktų šalių būsto kainos ir nuomos duomenis, autoriai tyrė nekilnojamojo turto kainos kitimą ir burbulų susidarymą nuo 1970 m. I ketv. iki 2020 m. II ketv. Autoriai rėmėsi OECD (Ekonominio bendradarbiavimo ir plėtros organizacijos) statistiniais duomenimis, kiekvienos šalies nuomos kainos duomenimis, kurie yra susiję su jų nominaliu būsto kainų indeksu, padalytu iš būsto nuomos kainų indekso. Laikoma, kad nominalusis būsto kainų indeksas apima naujai pastatytų ir esamų būstų pardavimą, o būsto nuomos kainų indeksas nurodo vartotojų kainų indeksus, taikomus faktinei būsto nuomai, kainos ir nuomos santykiai yra 2015 m. bazinių metų indeksai. Daugumoje šalių realios kainos ir kainos ir nuomos santykis rodė nemonotonišką, didėjančią tendenciją, kai tam tikrais laikotarpiais labai staigiai kildavo. Autorių tyrimas rodo, kad Vokietijoje vidutiniškai didžiausias kainos ir nuomos santykis buvo (160,1), Italijoje (149,3), o mažiausias – Jungtinėje Karalystėje (48,4). Autoriai taip pat tyrime atliko stacionarumo analizę, kurioje rėmėsi trimis stacionarumo testais, t.y. ADF, KPSS, PP. Ištyrė, kad visose šalyse kainos ir nuomos santykis buvo nepastovus. Šiame darbe autoriai taip pat naudojo Phillips'o ir kt. (2015) GSADF vieneto šaknies testą, kurio pagalba tyrė sprogstamąjį būsto kainų elgesį nagrinėjamų šalių nekilnojamojo turto rinkose, taip pat BSADF testą, kurio pagalba nustatoma kiekvieno burbulo atsiradimas ir žlugimas. GSADF laikomas teisingu, kai yra 1 proc. reikšmingumas. Didžiausia BSADF statistikos vertė lyginama su nustatyta kritine verte, siekiant nustatyti burbulo egzistavimą kiekviename periode. Istoriniai nekilnojamojo turto kainų burbulai aptinkami visose analizuojamose šalyse, o tai atitinka ankstesnius atliktus tyrimus. Rezultatai rodo, kad Prancūzijoje buvo aptikti šeši burbulo epizodai. Ilgiausias ir intensyviausias identifikuotas burbulas buvo nuo 2001

II ketv. iki 2009 I ketv., su pertrauka 2005 m. IV ketv. Vokietijoje buvo identifikuoti septyni burbulo epizodai, Ispanijoje penki, Italijoje ir Olandijoje keturi, Jungtinėje Karalystėje trys būsto burbulų laikotarpiai. Rezultatai rodo, kad keturiuose rinkose, t.y. Olandijoje, Vokietijoje, Ispanijoje ir Prancūzijoje, COVID-19 pandemijos laikotarpiu yra grėsmė susiformuoti nekilnojamojo turto burbulams, kadangi būsto kainos COVID-19 pandemijos laikotarpiu kyla, nepaisant susidariusios pasaulinės recesijos. Bendrai rezultatai rodo, kad dėl COVID-19 pandemijos šalyse, kuriuose buvo atliktas tyrimas, pasikeitė būsto paklausa ir paaštrėjo spekuliaciniai būsto burbulai (Bago ir kt., 2021).

Dreger'is ir Kholodilin'as (2011), skirtingai nei jau aptarti autoriai, savo tyrime naudojo ne tik būsto kainas ir nuomos santykį, bet atsižvelgė ir į kitus kintamuosius ir rodiklius. Autoriai tyrė OECD (Ekonominio bendradarbiavimo ir plėtros organizacijos) narių nekilnojamojo turto burbulų susidarymą nuo 1969 m. I ketv. iki 2009 m. IV ketv. Analizei pasirinko tokias šalis, kaip Vokietija, Kanada, Australija, Šveicarija, Prancūzija, Italija, Japonija, Olandija, Ispanija, Švedija, JK ir JAV. Tyrimui naudojo įvairių rodiklių analizę, siekdami aptikti ir nustatyti spekuliacinius burbulus. Kiekvienam nurodytam indikatoriumi, buvo nustatyta kritinė vertė, kurią peržengus, būtų galima identifikuoti ir aptikti nekilnojamojo turto burbulo signalą. Tyrimui buvo pasirinkti tokie kintamieji, kaip nominaliosios ir realiosios pinigų rinkos normos, pinigų pasiūla, efektyvusis valiutos kursas, nuomos, būsto kainos ir pajamų santykis, būsto kainos ir nuomos santykis, valdžios sektoriaus balanso ir BVP santykis ir realaus BVP augimo vienam gyventojui santykis. Siekiant rasti kritinę ribą, kiekvienas iš išvardintų kintamųjų yra išlyginimas naudojant Hodrich-Prescott metodą atskirai kiekvienai tiriamai šaliai, tada išlygintos serijos yra standartizuojamos jas dalinant iš kiekvienos standartinių nuokrypių, nustatomas potencialių kritinių verčių tinklelis ir nustatomas kritinės reikšmės, kurios apima reikšmes nuo 0,2 iki 3 su žingsniu lygiu 0,2. Todėl buvo išnagrinėta 15 slenksčių, kuo daugiau nagrinėjama slenksčių, tuo mažesnė tikimybė, kad esant signalui apie galimą egzistuojantį burbulą, jo nebus. Naudojantis apskaičiuotomis reikšmėmis, tyrime buvo tirta, ar signalizuojantys rodiklių pokyčių rezultatai atitinka tuo metu rinkoje buvusius nekilnojamojo turto burbulus. Tyrimas parodė, kad ne visais atvejais signalizuojantis kintamojo pasikeitimas galėjo lemti būsto burbulus, ištyrus kiekvieną šalį atskirai, pastebėta, kad šis metodas aptiko tris spekuliacinius būsto burbulus Australijoje, keturis burbulus Kanadoje, du burbulus Prancūzijoje, vieną burbulą Vokietijoje, vieną burbulą Italijoje, vieną burbulą Japonijoje, vieną Olandijoje, vieną Portugalijoje, keturis burbulus Ispanijoje, du burbulus Švedijoje, vieną burbulą Šveicarijoje, tris burbulus Jungtinėje Karalystėje ir du burbulus JAV (Dreger, Kholodilin, 2011).

Siekiant palyginti Bago ir kt. (2021) ir Dreger'o ir Kholodilin'o, (2011) tyrimuose aptiktus nekilnojamojo turto burbulus, buvo sudaryta palyginamoji analizė, kuri pateikta paveiksle (žr. 5 pav.). Analizei naudotos tyrimuose pasikartojančios šalys, t.y. Prancūzija, Vokietija, Ispanija, Italija, Olandija ir Jungtinė Karalystė. Dreger'o ir Kholodilin'o, (2011), tyrimo rezultatai pateikti iki 2010 m.

Laikotarpis		1970-1978					1980-1988					1990-1998					2000-2008					2010-2020					
Šalis ir autorius		70	72	74	76	78	80	82	84	86	88	90	92	94	96	98	0	2	4	6	8	10	12	14	16	18	20
Prancūzija	Bago ir kt. (2021)																										
	Dreger ir Kholodilin (2011)																										
Vokietija	Bago ir kt. (2021)																										
	Dreger ir Kholodilin (2011)																										
Ispanija	Bago ir kt. (2021)																										
	Dreger ir Kholodilin (2011)																										
Italija	Bago ir kt. (2021)																										
	Dreger ir Kholodilin (2011)																										
Olandija	Bago ir kt. (2021)																										
	Dreger ir Kholodilin (2011)																										
JK	Bago ir kt. (2021)																										
	Dreger ir Kholodilin (2011)																										

**5 pav.** Nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo laikotarpiai (sudaryta autorės, remiantis Bago ir kt. 2021 ir Dreger, Kholodilin, 2011)

Iš analizės matoma, kad skirtingi autoriai savo tyrimuose aptiko skirtingus nekilnojamojo turto burbulų epizodus. Bago ir kt. (2021) ir Dreger'o ir Kholodilin'o (2011) aptikti nekilnojamojo turto burbulai ir jų laikotarpiai dalinai atitiko Prancūzijoje (1980 m., 2002–2006 m.), Ispanijoje (1978–1979 m., 1986–1991 m. ir 2002–2007 m.), Italijoje (1990–1991 m.), Olandijoje (1978–1979 m.) ir Jungtinėje Karalystėje (1990–1991 m. ir 2001–2007 m.). Pastebima, kad didžiausi ir ilgiausi burbulai vyravo prieš ekonominę krizę nuo 2000 m. iki 2008 m.

Analizuojant kitas, ne Europos šalis ar JAV regioną ir jų būsto kainų pokyčius, galima išvelgti, kad tokius pačius tyrimo modelius, galima naudoti ir kitose šalyse, kuriuose skiriasi ekonomika ir pati kultūra. Njoroge ir kt. (2018) tirdami Kenijos nekilnojamojo turto rinką 2004–2017 m., kaip ir kiti autoriai naudojo būsto kainos ir nuomos santykį. Būsto kainos ir nuomos santykiui nustatyti reikalingi duomenys buvo renkami kas ketvirtį. Duomenų šaltinis – Kenijos nacionalinis statistikos biuras ir Kenijos Centrinis bankas. Kintamieji buvo koreguoti į indeksus, naudojant 2004 m. pirmąjį ketvirtį, kaip standartinę vertę, o tada visi kintamieji buvo konvertuoti į natūrinius logaritmus. Siekiant iširti kainos ir nuomos santykio rezultatus, buvo naudojamas ADF testas ir dešinioios krypties vieneto šaknies testas, kuris gali fiksuoti tyrimo laiko eilučių periodą, kuriame burbulas gali sprogti. Nustatyta, kad Kenijos būsto kainos ir nuomos santykis yra sprogus. Šio testo rezultatai parodė, kad Kenijoje egzistavo du nekilnojamojo turto laikotarpiai, t.y. nuo 2009 m. III ketv. iki 2010 m. I ketv. ir nuo 2011 m. II ketv. iki 2014 m. II ketv. Todėl galima patvirtinti, kad ADF testo rezultatai atitinka tuo metu kilusias būsto kainas, o tai gali būti identifikuojamas, kaip burbulų požymis (Njoroge ir kt., 2018).

Išanalizavus pasirinktus mokslinius tyrimus ir juose naudotus tyrimo metodus, buvo prieita prie išvados, kad dauguma autorių savo tyrimuose naudoja panašius tyrimo metodus ir vienodus rodiklius. Siekiant susisteminti autorių tyrimus, buvo atlikta analizė, kokius rodiklius naudojo skirtingi autoriai savo tyrimuose. Analizė pateikta lentelėje (žr. 1 lentelė).

**1 lentelė.** Skirtingų rodiklių taikymas skirtinguose analizuotose tyrimuose (sudaryta autorės)

Rodikliai	Bourassa ir kt. (2019)	Tsai ir Lin, (2022)	Bago ir kt., (2021)	Njoroge ir kt. (2018)	Dreger ir Kholodilin (2011)
Būsto nuomos ir kainos santykis			*Būsto kainos ir nuomos santykis		
Nuomos ir pajamų santykis					
Būsto kainos ir pajamų santykis					
Būsto kainos ir nuomos bei palūkanų normos santykis					
Vartotojų sąnaudų ir nuomos santykis					
Valdžios sektoriaus balanso ir BVP santykis					
BVP augimo vienam gyventojui santykis					

Naudojant rodiklių analizės modelį, pastebėta, kad visi autoriai, savo tyrimuose naudojo būsto kainos ir nuomos santykį. Šis santykis padėjo identifikuoti nekilnojamojo turto burbulus skirtingais laikotarpiais. Rodiklių analizė buvo pasitelkta Phillips'o (2015) pasiūlytu ADF testu ir jo modifikacijomis, kuris tiksliau leido identifikuoti nekilnojamojo turto kainų bumą ir burbulus. Tsai ir Lin'as (2022), teigia, kad vien tik būsto kainos ir nuomos santykio neužtenka, siekiant identifikuoti būsto burbulus, svarbu atsižvelgti ir į palūkanų normos pokyčius ir jų įtaką būsto kainoms ir investuotojų elgsenai pirkti ar parduoti būstą, todėl savo skaičiavimuose pakoregavo būsto kainos ir nuomos santykį ir įtraukė palūkanų normas. Bago ir kt (2021) savo tyrime ištyrė, kad nekilnojamojo turto burbulas gali susiformuoti ir dėl COVID-19 pasekmių, pastebėta, kad 2019–2020 m. žymiai būsto kainos pradėjo kilti tokiose šalyse, kaip Olandija, Vokietija, Ispanija ir Prancūzija. Vieninteliai Dreger'is ir Kholodilin'as (2011) tirdami nekilnojamojo turto burbulų susidarymą, savo tyrime įtraukė rodiklius analizę, susijusią su šalies BVP. Jie taip pat analizavo ir makroekonominis veiksniai, tokius kaip nominaliosios ir realiosios pinigų rinkos normos, pinigų pasiūla ir efektyvusis valiutos kursas.

*Apibendrinant mokslinius tyrimus, prieita prie išvados, kad svarbu nuolatos tirti būsto kainas ir jų pokyčius, kad laiku būtų identifikuota būsto burbulo grėsmė ir imtasi priemonių tam sustabdyti. Analizuojant mokslinius tyrimus, buvo remiamasi ne tik Europos teritorijoje egzistavusiais būsto kainų burbulais, bet ir visu pasaulyje, siekiant įvertinti, ar taikant tokius pačius tyrimo modelius, galima identifikuoti būsto burbulus visame pasaulyje. Taip pat svarbu analizuoti ir istorinius duomenis, kadangi jų pagalba, galima įvertinti ir seniau susiformavusius nekilnojamojo turto burbulus ir juos palyginti su XXI a. susiformavusiais būsto burbulais. Analizuojant nekilnojamojo turto burbulų susidarymą remiantis vien tik rodiklių analizės modeliu neužtenka įvertinti ar tikrai tuo laikotarpiu susidarė nekilnojamojo turto burbulas, kadangi autorių tyrimų rezultatai gana skirtingi, todėl tyrime svarbu naudoti ir kitus modelius, kad rezultatai būtų patvirtinami.*

## 2.2. Paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizė

Paklausos ir pasiūlos metodas kuriamas naudojant paklausos ir pasiūlos lygtis. Lygtys skirtos analizei, sudaromas naudojant įvairius fundamentaliuosius veiksnius, kurie turi įtakos nekilnojamojo turto kainos pokyčiams. Stebinti būsto kainos priklausomybę nuo fundamentaliųjų veiksnių, galima įvairiais ekonometriniais ar statistiniais sudarytais modeliais tirti būsto kainą. Jeigu pastebima, kad kainos tam tikru laikotarpiu nutolsta nuo nustatytų rodiklių, galima identifikuoti būsto burbulą.

Bourassa ir kt. (2019), atliko analizę remiantis šešiomis metropolinėmis sritimis, t.y. Ženeva, Helsinkis, Čikaga, Ciurichas, Majamis ir San Franciskas. Tyrimo laikotarpis nuo 1975 iki 2012 m. Autoriai analizėje nustatė, kad būsto kainų burbulams nustatyti paprastai yra skirta palyginti faktinius kainų lygius su kai kuriais pagrindiniais arba pusiausvyros lygio rodikliais. Pagrindiniai kainų lygiai atitinka ilgalaikį ryšį tarp būsto kainų ir būsto pasiūlą ir paklausą lemiančių veiksnių. Išskirta, kad paklausą nekilnojamojo turto rinkoje gali lemti bendrosios pajamos ir palūkanų normos, o pasiūlą – statybos išlaidos, reguliavimo ir žemės apribojimai. Nors palūkanų normos laikomos, kaip veiksnys lemiantis būsto kainas, tačiau ilgalaikėje perspektyvoje, palūkanų normos paprastai būna vidutinės, o tai reiškia, kad palūkanų normomis nėra labai tikslinga naudotis aiškinant ilgalaikius būsto kainų pokyčius. Nustatant būsto kainą, autoriai aprašė formulę (2.2.1), kurios kairėje pusėje matome tikrąją būsto kainą, o dešinėje – daugybę kintamųjų, kurie daro įtaką būsto kainoms, pvz. realiosios bendrosios pajamos, gyventojų skaičius, nedarbo lygis, realios palūkanų normos, realios statybos išlaidos, valiutų kursų skirtumai.

$$p_{mt} = (Y_{mt}^a, N_{mt}, u_{mt}, i_{mt}, b_{mt}, s_{mt}, \omega_{mt}); \quad (2.2.1)$$

čia  $p$  yra natūralusis būsto kainos logaritmas,  $Y$  yra realios pajamos,  $N$  – gyventojų skaičius,  $u$  – nedarbo lygis,  $i$  – reali hipotekos palūkanų norma,  $b$  – statybos išlaidų indeksas,  $s$  – laikotarpis,  $\omega$  – vartotojų lūkesčio matas. Kintamųjų pasirinkimas gali būti skirtingas įvairiuose regionuose, todėl norint pasirinkti kuris kintamasis labiausiai daro įtaką NT kainai, reikia atlikti koreliacinę – regresinę analizę. Modelis įvertinamas naudojant Phillips'o ir Hansen'o (1990) sukurtą visiškai modifikuotą mažiausio kvadrato modelio (FMOLS) įvertį, kuris yra efektyvus naudojant nestacionarius kintamuosius ir koreliuojamas pagal nuoseklią koreliaciją ir galimą regresorių endogeniškumą. Tyrime buvo atskleisti FMOLS modelio regresijos rezultatai. Tyrime nustatyta, kad statybų kaštai ir bendrosios pajamos yra teigiamai susijusios su būsto kaina. Priklausomai nuo tiriamo regiono, daugiamatis modelis taip pat apima tokius kintamuosius, kaip nedarbo lygis ir hipotekos palūkanų norma. Nustatyta, kad koreguota R kvadrato statistika yra didelė, išskyrus Ciurichą. Nustačius, kad bendrosios pajamos yra vienintelis aiškinamasis kintamasis ir pakoregavus R kvadrato statistiką, R kvadrato statistika tampa ženkliai mažesnė, išskyrus Čikagoje ir San Franciske. Nustatyta, kad visuose regionuose, išskyrus Ciuriche, pajamos yra labai susijusios su būsto kainomis. Remiantis šiuo metodu ištirta, kad Helsinkis patyrė būsto kainų burbulą aštuntojo dešimtmečio pabaigoje ir devintojo dešimtmečio viduryje, o Majamyje buvo susiformavęs burbulas 2000 – taisiais metais (Bourassa ir kt., 2019).

Pasiūlos ir paklausos ryšio modelį ir juos veikiančius fundamentaliuosius veiksnius taip pat tyrė Njoroge ir kt. (2018). Autoriai savo tyrime tyrė Kenijos nekilnojamojo turto rinką nuo 2004 iki 2017 m. Šį modelį autoriai pasirinko naudoti remiantis Bulut'o (2009) atliktu tyrimu, kuris tyrė Turkijos nekilnojamojo turto rinką 1970–2007 m. Tyrime buvo taikytas kointegracijos testas ir vektorinių klaidų taisymo modelis. Tyrimas parodė, kad tarp ilgalaikio turto paklausos ir pasiūlos buvo tiek trumpalaikiai, tiek ilgalaikiai ryšiai. Tyrime, kuriame buvo tiriama Turkijos nekilnojamojo turto

rinka, buvo naudojama dvimatės koreliacijos analizė, Grangerio priešastingumo testai ir daugialypė tiesinė regresija. Analizė metu Turkijos ekonomikoje buvo ištirtas statybų pramonės ir ekonominės plėtros ryšys. Duomenys buvo lyginami su Turkijos būsto duomenimis 2000–2012 m. laikotarpyje. Šis tyrimas parodė, kad statybų pramonė yra susijusi su kainų augimo procesu. Taip pat nustatyta, kad statybos sektorius ir infliacija neigiamai koreliuoja su ekonominiais rodikliais. Grangerio testo duomenimis nustatyta, kad ekonominiai rodikliai, tokie kaip būsto paskolų apimtis, palūkanų norma ir nacionalinės pajamos turėjo įtakos Turkijos būsto rinkoje. Autoriai tirdami nekilnojamo turto burbulus, naudojo tokius makroekonominis veiksnis, kaip – paskolos nekilnojamam turtui, BVP, pastatų kaina, paskolų normos ir išėivijos perlaidos. Buvo nustatyta, kad visi šie rodikliai turėjo įtakos nekilnojamojo turto kainos pokyčiams. Tiriant Kenijos nekilnojamojo turto rinką, visų pirma buvo tiriamas laiko eilutės stacionarumas. Stacionaria eilute laikoma tokia duomenų eilutė, kurioje nėra tvarkingo vidurkio pokyčio ir reguliaraus dispersijos pokyčio ir ta, kuriuose periodiniai, sezoniniai nuokrypiai yra pašalinti. Kiekviena eilutė yra diferencijuojama. Skirtumų skaičius nustatomas pagal serijos integravimo tvarką. Siekiant patikrinti kintamųjų stacionarumą, buvo naudojamas išplėstinis Dickey – Fuller (ADF) testas. Atsižvelgiant į AR modelį (2.2.2):

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t; \quad (2.2.2)$$

čia  $x_t$  yra laiko eilutė (nekilnojamojo turto kainos), o  $\varepsilon_t$  yra nepriklausomų normalių atsitiktinių dydžių seka, kurios vidurkis 0. Naudojant Granger priešastingumo testą, buvo tiriama, ar vienas kintamasis yra priklausomas nuo kito. Naudojant VECM metodą, buvo siekiama nustatyti Kenijoje tiek ilgalaikius, tiek trumpalaikius nekilnojamojo turto ryšius su pasirinktais makroekonomikos kintamaisiais. Tiriant nekilnojamojo turto burbulo dydį, buvo naudojama tokia lygtis  $ft = f(x_t)$ , kur  $ft$  yra pagrindinė nekilnojamojo turto kaina, o  $x_t$  reiškia makroekonominis kintamuosius, kurie veikia nekilnojamojo turto kainą. Laikoma, kad pagrindinė / numatoma kaina laikoma makroekonominių kintamųjų funkcija. Tokiu atveju burbulo dydis apskaičiuojamas remiantis Hui ir Yue (2006) pateikta burbulo dydį nusakančia formule (2.2.3):

$$bt = \frac{pt-ft}{ft} * 100 \%; \quad (2.2.3)$$

čia  $bt$  yra burbulo dydis,  $pt$  – tikroji nekilnojamojo turto vertė ir  $ft$  – pagrindinė arba numatoma nekilnojamojo turto kaina. Tiriant nekilnojamojo turto rinką Kenijoje, tyrimui buvo naudojami tokie rodikliai, kaip būsto kaina, paskolos nekilnojamam turtui, BVP, statybos kaina, paskolų palūkanų normos ir išėivijos perlaidos. Analizuojant tik laiko eilutes, pastebėta, kad nuo 2004 m. iki 2017 m. buvo nuosekli būsto kainų kilimo tendencija. Taip pat galime matyti, kad tiriant ir makroekonominis rodiklius, juose irgi matoma tokia pati tendencija. Kointegracijos testo rezultatai parodė, kad kointegruojančių lygčių nebuvo, kadangi nulinė hipotezė nebuvo atmesta esant 5 proc. reikšmingumo lygiui. Dėl kointegruojančių lygčių nebuvimo, tyrime nebuvo galima taikyti vektoriaus klaidų taisymo modelio (VECM). Tai rodo, kad gali egzistuoti nekilnojamojo turto burbulas Kenijoje. Granger priešastingumo testas ištyrė makroekonominis rodiklius, taip siekdamas patikrinti ar šie rodikliai turėjo įtakos būsto kainoms. Taikant 5 proc. reikšmingumo lygiui nustatyta, kad visi makroekonominiai kintamieji nesukėlė Granger būsto kainų, kadangi p reikšmė visais atvejais buvo nereikšminga ir buvo didesnė, nei 0,05. Matuojant būsto burbulų dydį buvo gauti tokie rezultatai, kurie parodė, kad didžiausias būsto burbulas buvo 2009, 2011 ir 2014 m., kurio dydis siekė 15 proc. (Njoroge ir kt. 2018).



Siekiant parodyti, kad paklausos ir pasiūlos pusiausvyros modelį galima taikyti visuose žemynuose, Liu ir kt. (2017) tyrimas parodė, kaip skirtingi veiksniai veikiantys būsto paklausą ir pasiūlą, paveikė Kinijos nekilnojamojo turto rinką. Skirtingai nei kiti autoriai, Liu ir kt. (2017) tyrė ne vieną šalį, o savo tyrimui naudojo 30 provincijų / savivaldybių 1994–2014 m. ir 35 didžiuosius Kinijos miestus 2001–2014 m. Autoriai rėmėsi laiku kintančia dabartinės vertės sistema, kurią pateikė Black'as ir kt. (2006) ir VAR skydelio modelį, kurį pateikė Yu (2011), ir jų atliktais tyrimais, kurie rodo, kad būsto burbulai analizuotose Kinijos miestuose nuo 1990 iki 2010 m., buvo maži, tačiau didmiesčiai, tokie, kaip Pekinas, Šendženas ir Šanchajus, autorių tyrimuose nuo 2005 m. patyrė didelius burbulus. Tačiau šių rezultatų negavo Ren'as ir kt. (2012), kurie naudodamiesi racionalių lūkesčių teorija, naudojo nuomos srauto diskontavimą ir laikotarpyje 1999–2009 m. nekilnojamojo turto burbulų Kinijoje nerado. Liu ir kt. (2017), pasitelkdami jau atliktais tyrimais ir taip pat naudodamiesi Japonijoje 1980 m. egzistavusiu burbulu, siekė patikrinti savo tyrime naudoto modelio patikimumą. Norėdami rasti ir nustatyti būsto burbulą, autoriai rėmėsi makro modeliu, kitaip dar paklausos ir pasiūlos modeliu (2.2.4), kadangi teigiama, kad nekilnojamojo turto kaina gali lemti pasiūlą ir paklausą veikiantys veiksniai nekilnojamojo turto rinkoje.

$$P = H^D, H^S; \quad (2.2.4)$$

čia  $P$  yra laikoma nekilnojamojo turto kaina, o  $D$  ir  $S$  žymi pagrindinių nekilnojamojo turto paklausos ir pasiūlos veiksnių matricas. Teigiama, kad nekilnojamojo turto paklausa priklauso nuo nekilnojamojo turto kainos ir tokių ekonominių veiksnių, kaip nominalusis BVP, gyventojų tankis ir skolinimosi palūkanų norma. Autoriai kaip pagrindinį kintamąjį naudoja nominalųjį BVP, kadangi jo pagalba galima tiesiogiai paaiškinti ekonomikos dydį ir ekonomikos išsivystymo lygį, taip pat ir infliaciją, kadangi didėjantis nominalusis BVP gali lemti pajamų augimą ir taip didinti nekilnojamojo turto paklausą, taip pat turėtų sukelti infliaciją ir taip paskatinti vartotojus investuoti į nekilnojamąjį turtą. Gyventojų tankio didėjimas didina paklausą, kadangi išaugęs gyventojų skaičius, lemia didesnę paklausą būsto rinkoje. Analizuojant nekilnojamojo turto pasiūlą, ji taip pat priklauso nuo nominalaus BVP ir tokių išorinių kintamųjų, kaip skolinimo palūkanų norma. Nominalaus BVP augimas gali lemti žemės vieneto produkcijos išaugimą, o tai gali didinti alternatyvius žemės kaštus ir taip mažinti pasiūlą dėl nekilnojamojo turto plėtros įmonių. Prie nekilnojamojo turto plėtros finansavimo kaštų didėjimo ir nekilnojamojo turto pasiūlos mažėjimo gali prisidėti skolinimo palūkanų normų kilimas. Nekilnojamojo turto burbulo dydį autoriai apskaičiuoja remdamiesi tokia pačia formule (2.2.3), kaip ir Njoroge ir kt. (2018) skaičiavo savo tyrime. Tyrime norėdami ištirti Kinijos analizuojamų didmiesčių ir regionų gyvenamojo ir komercinio nekilnojamojo turto burbulus, buvo pateiktos vidutinės komercinės paskirties pastatų kainos ir vidutinės gyvenamosios paskirties pastatų kainos. Duomenų logaritminės reikšmės įtraukiamos į skydelio regresijos modelį. Atlikus regresinę analizę, rezultatai rodo, kad vietos ekonomikos augimas daro didelę įtaką būsto kainų augimui. Taip pat pastebėta, kad ekonomikos svyravimai daro didesnę įtaką būtent gyvenamojo būsto paskirties nekilnojamajam turtui, palyginus su komercinės paskirties nekilnojamuoju turtu. Populiacijos koeficientas nėra reikšmingas, esant 90 proc. pasiklivimo lygiui, provincijų modelyje, bet yra reikšmingas vertinant Kinijos didmiesčių burbulus, to priežastis, kad gyventojai negali interpretuoti būsto kainos provincijos lygiu, kadangi Kinijoje esančios provincijos pasižymi dideliu plotu. Paskolų palūkanų norma provincijų modelyje labai mažai reikšminga, o didmiesčių iš viso nereikšminga, to priežastis ne į rinką orientuotos palūkanų normų sistemos. Nominaliojo BVP koeficientas yra teigiamai reikšmingas visoje Kinijoje, o tai gali lemti nekilnojamojo turto kainų augimą, bendrai 1 proc. nominalaus BVP išaugimas gali lemti 0,73 proc. gyvenamojo nekilnojamojo turto kainos

padidėjimą. Tiriant nekilnojamojo turto burbulų dydį ir remiantis regresijos rezultatais, rezultatai rodo, kad 17 miestų vidutinės gyvenamosios paskirties pastatų kainos nuo 2007 iki 2014 m. buvo pervertintos ir vidutiniškai per didelės. 2010 m. Haikou burbulas pasiekė didžiausią reikšmę, iš visų Kinijos regionų burbulų, ir siekė 33,6 proc., antrasis pagal dydį buvo rytinės pakrantės regionas, kur Ningbo ir Hangdžou NT burbulas atitinkamai siekė 27,8 proc. ir 27,4 proc., 2012 m. Fudžou pietryčių pakrantė pasiekė aukščiausias būsto kainos ribas – 20,9 proc., o Siamene – 17,2 proc., 2014 m. Šendeže aukščiausias taškas siekė 10,4 proc.. Bendrai visas tyrimas parodė, kad 10 iš 30 Kinijos provincijų 2007–2014 m. patyrė perkainotas nekilnojamojo turto kainas. Komercinių pastatų kainos buvo pervertintos 15 iš 35 didžiųjų miestų, o gyvenamųjų pastatų kainos 17 iš 35 didžiųjų miestų. Bendrai visi aptikti burbulai buvo suskirstyti į keturis regionus, t.y. Hainano salo, Rytų pakrantės zona, Pietryčių rajonas ir Pekino centralizuotas šiaurinis rajonas (Liu ir kt., 2017).

Mažai tyrimų, kuriuose būtų tirta Baltijos šalių nekilnojamojo turto kainos, kadangi tokios šalys ir jų ekonomika neturi labai didelės įtakos pasaulio ekonomikai, tačiau svarbu atkreipti dėmesį į tai, kad Baltijos šalys tarpusavyje labai stipriai susijusios. Vienas iš tokių tyrimų, kuriuose buvo naudojamas pasiūlos ir paklausos modelis, tai Tupėnaitės ir Kanapeckienės (2009) tyrimas, kuris tyrė Baltijos šalių – Lietuvos, Latvijos ir Estijos būsto kainas nuo 2003 m. iki 2007 m. Šį laikotarpį autorės pasirinko, kadangi 2001–2006 m. Baltijos šalyse būsto kainos kilo sparčiausiai iš visų Europos šalių. Tyrimui išskyrė tokius fundamentaliuosius veiksnius, kurie tiesiogiai veikia nekilnojamojo turto kainą – BVP pokytis, užimtumo ir nedarbo lygio rodikliai, infliacija, būsto pasiūla, gyventojų pajamų augimas ir būsto prieinamumas, būsto nuomos kainos, statybos kainos ir investicijų į būstą pelningumas ir tokius neracionaliuosius veiksnius – namų ūkių lūkesčiai ir spekuliacija nekilnojamojo turto rinkoje. Autorės pabrėžia, kad fundamentalieji veiksniai nepaaiškina kainų kilimo, o neracionalieji veiksniai – paaiškina, tačiau abiejų rūšių veiksniai turi įtakos būsto kainų burbulų atsiradimui. Teigiama, kad jeigu būsto kainos auga sparčiau nei BVP, tai būsto kainos yra pervertintos, o tai gali turėti įtakos NT burbulų formavimuisi. Autorės siekiant nustatyti kokią įtaką Baltijos šalių ekonomikos rodikliai, tokie kaip BVP, darbo užmokestis, nedarbo lygis ir infliacija, turėjo būsto kainos pokyčiams, atliko koreliacinę – regresinę analizę. Analizės pagalba nustatė, kurie ekonominiai rodikliai turėjo didžiausios įtakos NT kainai. Autorės atlikdamos koreliacinę – regresinę analizę nustatė, kad tarp būsto kainų ir išvardintų ekonominių rodiklių ne visada buvo statistiškai patikimas ryšys. Nustatyta, kad nuo BVP būsto kainos stipriai priklauso Lietuvoje ir Latvijoje, o vidutiniškai – Estijoje. Taip pat nustatyta, kad nuo nedarbo lygio NT kaina nepriklauso Lietuvoje ir Estijoje, o silpnai priklauso Latvijoje. To priežastis, kad esant būsto kainų svyravimui, daugumoje šalių pastebima, kad darbo užmokestis turi tendenciją augti ir atitinkamai nedarbo lygis mažėti. Infliacija visose Baltijos šalyse reikšmingai turėjo įtakos būsto kainoms. Tyrimo rezultatai rodo, kad gyventojų aprūpinimas būstu buvo sparčiausias Estijoje, mažiau spartus – Latvijoje ir mažiausias Lietuvoje. Todėl būsto kainų augimą galėjo lemti ir sumažėjusi pasiūla, kuri nepatenkino perteklinės būsto paklausos. Pabrėžiama, kad vienas iš svarbiausių veiksnių, kuris lėmė nekilnojamojo turto kainų augimą buvo statybų kainų augimas. Taip pat prie būsto kainų augimo prisidėjo ir lengvai gaunamos paskolos būsto įsigijimui. Tyrimo rezultatai rodo, kad 2004–2006 m. Baltijos šalyse buvo susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas (Tupėnaitė ir Kanapeckienė, 2009).

Panašius rezultatus, kaip ir kiti autoriai, savo tyrime gavo Dreger'is ir Kholodilin'as (2011), kurie tyrė OECD (Ekonominio bendradarbiavimo ir plėtros organizacijos) narių nekilnojamojo turto burbulų susidarymą nuo 1969 m. I ketv. iki 2009 m. IV ketv. Analizei pasirinko tokias šalis, kaip Australija, Kanada, Prancūzija, Vokietija, Italija, Japonija, Olandija, Ispanija, Švedija, Šveicarija, JK

ir JAV. Autoriai remdamiesi Muellbauer'u, Murphy (2008) ir Kholodilin'u ir kt. (2010) išskyrė pagrindinius veiksnius, nuo kurių gali išaugti nekilnojamojo turto kaina. Būsto kaina priklauso nuo institucijų reguliavimo veiksnių ir makroekonominių veiksnių, tokių kaip disponuojamos pajamos, būsto fondas, infliacija, palūkanų normos, banko kreditai, akcijų kainų pokyčiai, gyventojų skaičiaus augimas, urbanizacija ir realusis BVP vienam gyventojui. Naudojant regresinę analizę, autoriai realias būsto kainas regresavo, atsižvelgiant į pasirinkta fundamentaliųjų veiksnių rinkinį. Teigiama, kad didesnis gyventojų skaičius ir didesnės jų pajamos gali lemti būsto paklausos išaugimą, kadangi daugiau vartotojų tokiu atveju gali sau leisti įsigyti naujus būstus. Konkrečiai urbanizacija gali lemti neigiamą poveikį būsto kainoms, kadangi išaugusi žmonių migraciją iš kaimų į didmiesčius, taip pat gali lemti išaugusią būsto paklausą būtent didmiesčio teritorijoje. Teigiami faktinių verčių nukrypimai nuo nustatytų pagrindinių verčių gali būti įvardijami kaip spekuliaciniai nekilnojamojo turto burbulai. Autoriai remdamiesi Mendoza ir Terrones'u (2008), nustatė nekilnojamojo turto kainų bumą, kuris nebūtinai gali būti įvardijamas, kaip būsto burbulas, kadangi išaugusios nekilnojamojo turto kainos ne visada reiškia jau susiformavusi nekilnojamojo turto burbulą. Autoriai išskyrė pagrindines dvi sąlygas, kurios nurodo būsto burbulų susiformavimą. Visų pirma manoma, kad spekuliacinis burbulas atsiranda, kai išlygintas nuokrypis nuo pagrindinių verčių yra didesnis nei 0,5 standartinio nuokrypio ir yra teigiamas, ir kai nekilnojamojo turto kainos augimas sutampa su būsto kainų bumu. Rezultatai rodo, kad ilgiausias spekuliacinis būsto burbulas buvo Japonijoje, JK ir JAV ir truko atitinkamai 18, 14,3 ir 14 ketvirčių, o trumpiausias Olandijoje ir Švedijoje, kurie truko atitinkamai 5 ir 5,5 ketvirčio (Dreger ir Kholodilin, 2011).

Siekiant įvertinti ne tik istorinius nekilnojamojo turto burbulus, bet ir šiuos laikus, Malović'as ir kt. (2021), pasitelkdami paklausos ir pasiūlos metodą, tyrė nekilnojamojo turto burbulų susidarymą COVID-19 pandemijos laikotarpiu. Tyrime naudojo Europos šalių ketvirtinius duomenis: Italijos, Ispanijos, JK, Serbijos, Kroatijos ir Slovėnijos, nuo 1980 m. I ketv. iki 2019 m. IV ketv. Kainų indekso skaičiavimui, baziniai metai buvo laikyti 2015. Tyrimui reikalingi duomenys buvo imami iš įvairių duomenų bazių, tokių kaip EBPO ir Tarptautinių atsiskaitymo banko. Šios šalys tyrimui buvo pasirinktos, kadangi jos buvo stipriai paveiktos COVID-19 pandemijos. Būsto paklausa, remiantis Liu ir kt. (2017), buvo paremta tokiais fundamentaliaisiais veiksniais – nekilnojamojo turto kaina, nominaliosios pajamos, gyventojų tankumas, hipotekos palūkanų norma, kreditų bumo buvimas ir panašiai. Autoriai pasirinko tokius veiksnius, kadangi didesnės nekilnojamojo turto kainos sumažina paklausą iš nespekuliuojančių pirkėjų, didesnės pajamos stiprina efektyvią gyvenamojo ploto paklausą ir nekilnojamojo turto kainas, o mažesnės būsto paskolų palūkanos skatina paklausą ir dėl to kyla būsto kainos. Rezultatams gauti, autoriai naudojo GSDAF testą. Esant 90 proc. pasiklovimo lygmeniu, visuose šalyse buvo aptikti keli burbulo egzistavimo ir sprogo epizodai. Analizės rezultatai rodo, kad Ispanijoje buvo aptikti keturi nekilnojamojo turto burbulų epizodai, Italijoje – penki, JK – septyni, Serbijoje – keturi, Kroatijoje – trys ir Slovėnijoje – vienas. Autorių tikslas buvo iširti, ar aptikti nekilnojamojo turto burbulų epizodai egzistavo konkrečiai prieš COVID-19 pandemiją, t.y. 2018 m. Taigi išanalizavus visus periodus, buvo pastebėta, kad visuose šalyse, išskyrus Italijoje, prieš COVID-19 pandemiją, buvo matomas stiprus nekilnojamojo turto kainų augimas. Remiantis ankstesniais kriziniais laikotarpiais, buvo tikėtasi, kad nekilnojamojo turto kainos pradės po truputi kristi, tačiau pastebima, kad nekilnojamojo turto kainos COVID-19 pandemijos metu nekrito ir nėra jokių kritimo ženklų, todėl manoma, kad būsto burbulas gali ir toliau plėstis, kas gali ateityje padaryti daug žalos ekonomikai, kai jis susprogs. Išskiriami ir pagrindiniai pasiūlos ir paklausos priklausomybės bruožai. Teigiama, kad dėl trumpalaikio pasiūlos nelankstumo, kuris buvo pandemijos laikotarpiu ir mažinant palūkanų normą bankuose, kyla nekilnojamojo turto kainos,

kadangi išauga jų paklausa. Buvo pastebėta, kad pandemijos laikotarpiu, nekilnojamojo turto pasiūla buvo labai nelanksti, to priežastis su statybomis susijusios problemos, kurios atsirado, nes darbo rinkoje atsirado prastovų, sustreikavo tiekimo grandinė, todėl trūko statybinių medžiagų ir jų kaina išaugo. Pastebima, kad nuolat mažėjanti palūkanų norma, turi įtakos nekilnojamojo turto rinkos perkaitimui. Taigi tyrimo rezultatai rodo, kad prasidėjus COVID-19 pandemijai, būsto kainos ir toliau kilo, o tai reiškia, kad COVID-19 pandemija labai stipriai neprisidėjo, prie būsto kainų rinkos, tačiau priklausomybė vis tiek yra jaučiama ir pastebima, kad burbulas gali susiformuoti ateityje, kurį bus sunku kontroliuoti (Malović ir kt., 2021).

Remiantis išanalizuotais tyrimais pastebėta, kad didelė dalis autorių taikė gana panašius fundamentaliuosius veiksnius, kurių pagalba tyrė nekilnojamojo turto burbulų formavimąsi rinkoje. Autorių tyrimuose naudoti veiksniai ir tyrimo regionai pateikti lentelėje (žr. 2 lentelė).

**2 lentelė.** Pasiūlos ir paklausos veiksnių apibendrinimas (sudaryta autorės)

Autorius	Tyrimo laikotarpis	Tyrimo regionas	Tirti veiksniai
Bourassa ir kt. (2019)	1975–2012 m.	Helsinkis, Ženeva, Ciurichas, Čikaga, Majamis ir San Franciskas	Bendrosios pajamos, palūkanų normos, statybų išlaidos, reguliavimo ir žemės apribojimai.
Njoroge ir kt., (2018)	2004–2017 m.	Kenija	Paskolos nekilnojamam turtui, BVP, pastatų kaina, paskolų normos ir išveivijos perlaidos.
Liu ir kt., (2017)	2001–2014 m.	Kinija (35 Kinijos didmiesčiai ir 30 provincijų)	Nekilnojamojo turto kaina, nominalaus BVP, gyventojų tankis, populiacija ir skolinimosi palūkanų normos.
Tupėnaitė, Kanapeckienė, (2009)	2003–2007 m.	Baltijos šalys (Lietuva, Latvija ir Estija)	BVP pokytis, užimtumo ir nedarbo lygio rodikliai, infliacija, būsto pasiūla, gyventojų pajamų augimas ir būsto prieinamumas, būsto nuomos kainos, statybos kainos ir investicijų į būstą pelningumas, namų ūkių lūkesčiai ir spekuliacija nekilnojamojo turto rinkoje
Dreger, Kholodilin, (2011)	1969–2009 m.	12 OECD narės - Australija, Kanada, Prancūzija, Vokietija, Italija, Japonija, Nyderlandai, Ispanija, Švedija, Šveicarija, JK ir JAV	Instituciniai reguliavimo veiksniai, disponuojamos pajamos, būsto fondai, gyventojų skaičiaus augimas, urbanizacija, infliacija, palūkanų normos, banko kreditai, akcijų kainų pokyčiai ir realusis BVP.
Malović ir kt., 2021	1980–2019 m.	Ispanija, Italija, JK, Serbija, Kroatija ir Slovėnija	Nekilnojamojo turto kaina, kreditų bumo buvimas, hipotekos palūkanų norma, nominaliosios pajamos, gyventojų tankumas, statybų kaina.

*Remiantis moksliniais tyrimais nustatyta, kad pagrindiniai veiksniai lemiantys nekilnojamojo turto paklausą ir pasiūlą yra BVP, palūkanų normos pokyčiai, infliacija, užimtumo rodikliai ir nedarbo lygis, pajamos ir statybos kainą lemiantys veiksniai. Pastebėta, kad svarbu tirti skirtingus veiksnius skirtingose šalyse ir skirtingais laikotarpiais, kadangi vienas veiksnys gali labiau daryti įtaką nekilnojamojo turto kainoms, lyginant su kitais. Bourassa ir kt. (2019), nustatė, kad gyventojų pajamos labiausiai veikia nekilnojamojo turto kainą, kadangi kuo labiau išauga gyventojų pajamos, tuo labiau spekuliantai kelia nekilnojamojo turto kainą. Njoroge ir kt. (2018), tirdami Kenijos nekilnojamojo turto rinką, priėjo prie išvados, kad nei vienas kintamasis neturėjo didelės įtakos Kenijoje buvusiam NT burbului, todėl prieita prie išvados, kad Kenijoje būsto burbulas susiformavimą*

reikia tirti remiantis kitais modeliais. Liu ir kt. (2017), tirdami Kinijos miestų nekilnojamojo turto kainas nustatė, kad būsto kainas reikšmingai veikia tokie rodikliai, kaip vietos ekonomikos augimas ir nominalusis BVP koeficientas, o įtakos būsto kainai neturi – populiacija ir palūkanų normos. Tupėnaitė ir Kanapeckienė (2009), tirdamos Baltijos šalių nekilnojamojo turto kainas, nustatė, kad reikšmingi veiksniai, lemiantys NT kainų augimą yra – BVP, infliacija, statybos kainos ir lengvai prieinamos paskolos, o nereikšmingi veiksniai – nedarbo lygis. Dreger'is ir Kholodilin'as (2011), teigia, kad visi naudoti veiksniai gali turėti įtakos būsto kainos pokyčiams. Malović'as ir kt. (2021), tirdami labiausiai COVID-19 pandemijos paveiktas Europos šalis nustatė, kad labiausiai būsto kainos augimą veikia mažėjanti palūkanų norma ir auganti būsto statybų kaina. Patyrę investuotojai, stebėdami tokius pokyčius ekonomikoje ir vertindami situacija, kad būsto pasiūla nepatenkina perteklinės būsto paklausos, gali tuo pasinaudoti ir kelti turimo nekilnojamojo turto kainas ir taip didinti spekuliacinio būsto burbulų susiformavimo tikimybę.

### 2.3. Nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių modelis

Dažnai pabrėžiama, kad viename regione susiformavęs burbulas, gali persikelti ir į kitą regioną, taip paveikdamas ekonomiką, ne tik toje šalyje, kurioje susiformavo, bet ir kitose, į kurias persikėlė. Pastebima, kad bendrai visas pasaulis savo ekonomika ir įvairiais įpročiais yra susijęs, todėl įvairūs ekonominiai įvykiai yra linkę plisti iš vieno regiono į kitą. Vienas iš tų pavyzdžių – JAV susiformavusi ekonominė krizė, kuri paveikė visą pasaulį. Tiriant nekilnojamojo turto burbulų plitimą tarp skirtingų šalių, pastebima, kad konkretaus tyrimo modelio tam nėra, tokio tipo tyrimui galima naudoti ir skirtingus modelius, tačiau ištyrus priklausomybę tarp konkrečių šalių praeityje, galima tikėtis, kad ateityje susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas gali plisti panašiu būdu.

Bago ir kt. (2021), naudodami stipriausią ekonomiką Europoje turinčių šalių – Prancūzijos, Vokietijos, Italijos, Olandijos, Ispanijos ir Jungtinės Karalystės, būsto kainos ir nuomos duomenis, tyrė ne tik nekilnojamojo turto kainos kitimą ir burbulų susidarymą nuo 1970 m. I ketv. iki 2020 m. II ketv. bet ir tyrė, kokią įtaką gali turėti skirtingos nekilnojamojo turto rinkos tarpusavyje ir ar egzistuoja rinkų užkrečiamumas. Autoriai ištyrė užkrėtimą tarp nekilnojamojo turto rinkų naudojo neparametrinę regresiją su laiko kintamojo koeficientu, kuri sukūrė Greenaway-McGrevy ir Phillips'as, (2016). Greenaway-McGrevy ir Phillips'as, (2016) savo tyrime tyrė Naujosios Zelandijos regionuose plintantį nekilnojamojo turto burbulą. Bago ir kt. (2021) tyrime buvo pateikti neparametriniai laike kintantys burbulų užkrėtimo koeficientai tarp 15 rinkos porų. Buvo apskaičiuota slenkamoji lygties autonominė regresija kiekvienai serijai, nustatytas fiksuotas lango dydis 10 proc. Greenaway-McGrevy ir Phillips'o, (2016), nurodytas laiko kintamumo koeficientas  $\delta$ , kurios tikslas ištyrė dvi rinkas tarpusavyje, yra įvertintas vietine regresija (2.3.1), kuri išreiškiama taip:

$$\hat{\delta}(r; h; d) = \frac{\sum_{j=w+d}^T K_{hj}(r) \widetilde{\beta}_{B,j} \widetilde{\beta}_{A,j-d}}{\sum_{j=w+d}^T K_{hj}(r) \beta_{A,j-d}^2}, \quad (2.3.1)$$

čia  $h$  – dažnių plotis,  $r$  – trupmenos data, o  $d$  – neneigiamos delsos parametras, kuris fiksuoja rinkos užkrėtimą ir vienos rinkos nuo kitos rinkos atsilikimą. Jeigu  $\hat{\delta}(r; h; d) > 0$ , tai dvi tiriamos rinkos yra susijusios tarpusavyje ir tarp šių rinkų gali atsirasti užkrėtimo efektas. Priešingu atveju, burbulų migracijos tarp rinkų neturėtų būti. Tyrimo rezultatai rodo, kad daugiausiai tiriamų porų tirtame periode, buvo teigiamose pusėje, kas rodė tarpusavio priklausomybę. Tiriant poras, kuriose yra Vokietija ir Prancūzija, kadangi Vokietija ir Prancūzija yra didžiausios nekilnojamojo turto rinkos ir patenka į tikimybę, kad gali susiformuoti nekilnojamojo turto burbulas COVID-19 pandemijos laikotarpiu, matoma, kad Vokietija ir Prancūzija, bei Vokietija ir Jungtinės Karalystės, buvo teigiamai

priklausomos beveik visą analizuotą laikotarpį, todėl tarp šių šalių yra stiprūs ryšys, kad nekilnojamojo turto burbulai gali migruoti. Kitos analizuotos poros rodo, kad buvo teigiamas ryšys tarp Vokietijos ir Italijos buvo nuo 1991 m. I ketv. iki 2010 m. IV ketv., o tarp Vokietijos ir Olandija nuo 1986 m. II ketv. iki 2008 m. IV ketv. Tiriant Prancūzijos priklausomybę, nuo kitų šalių matoma, kad stipriai priklausomos šalys turėjo teigiamą ryšį su Jungtine Karalyste, Italija ir Ispanija. Bendrai rezultatai rodo, kad Europos rinka buvo susieta per kelis laikotarpius nuo 1970 m. iki 2020 m., o tam galėjo daryti įtaką nekilnojamojo turto burbulų migracija tarp analizuotų šalių (Bago, ir kt. 2021).

Panašius rezultatus gavo ir Gomez-Gonzalez'as ir kt. (2018), kurie taip pat tyrė nekilnojamojo turto burbulų paplitimą tarp šalių ir vertino, kaip daugybės būsto burbulų susiformavimas ir sprogymas migravo tarp įvairių šalių. Autoriai tyrė dvidešimt OECD šalių būsto kainas nuo 1970 iki 2015 m. Tokį tyrimą autoriai atliko, kadangi 2007–2009 m. JAV įvykusi antrinių būsto paskolų finansinė krizė parodė, kad burbulai gali plisti ir paveikti kitas šalis. Tai leido pradėti tirti ir nekilnojamojo turto burbulų migraciją tarp šalių. Naujausi tyrimai, kurie buvo atlikti Bandt'o ir kt. (2010), pateikė įrodymų, kurie patvirtino tarptautinio būsto kainų sinchronizavimo hipotezę. Bandt'o ir kt. (2010) savo tyrime tyrė nekilnojamojo turto burbulų užkrėtimo šaltinius ir nustatė, kad JAV būsto kainos sukėlė tarptautinį būsto veiksnį, kuris savo ruožtu sukėlė vidaus būsto kainų augimą keliose šalyse. Todėl nustatė, kad būsto burbulo susiformavimui Jungtinėje Karalystėje ir Ispanijoje galėjo turėti įtakos susiformavęs būsto burbulas JAV. Gomez-Gonzalez'as ir kt. (2018) savo tyrimui naudojo JAV ir JK, kaip pagrindines šalis, kurios galėjo sukelti nekilnojamojo turto burbulus kitose šalyse. Rezultatai atskleidė vis didesnę ir svarbesnę tarptautinių finansų ryšį ir kylančius pasaulyje finansinius sunkumus. Tai pat daugeliui investuotojų užėmus būsto rinkas, o centriniams bankams vis laikant žemas palūkanų normas, vengiant savo valiutos pabrangimo JAV dolerio atžvilgiu, daugelyje šalių buvo sudarytos sąlygos nekilnojamojo turto burbulams formotis. Didžioji finansų krizė, kuri prasidėjo JAV, parodė, kad tarpvalstybinis finansinis poveikis gali būti šalutinis didėjančios tarptautinės finansų rinkos integracijos poveikis. Siekiant tyrime iširti nekilnojamojo turto burbulų perdavimą iš JAV ir JK į kitas šalis, autoriai visų pirma, naudodami Phillips'o (2015), pasiūlytu ADF vieneto šaknies testu, kurio pagalba aptiko analizuojamuose šalyse kritinius būsto bumų laikotarpius, kurių trukmė sudarė mažiausiai dvidešimt keturis ketvirčių laikotarpius. Tyrimą autoriai atliko naudodant tokią tiesinę regresiją (2.3.2):

$$\Delta p_t = \mu + \beta p_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t; \quad (2.3.2)$$

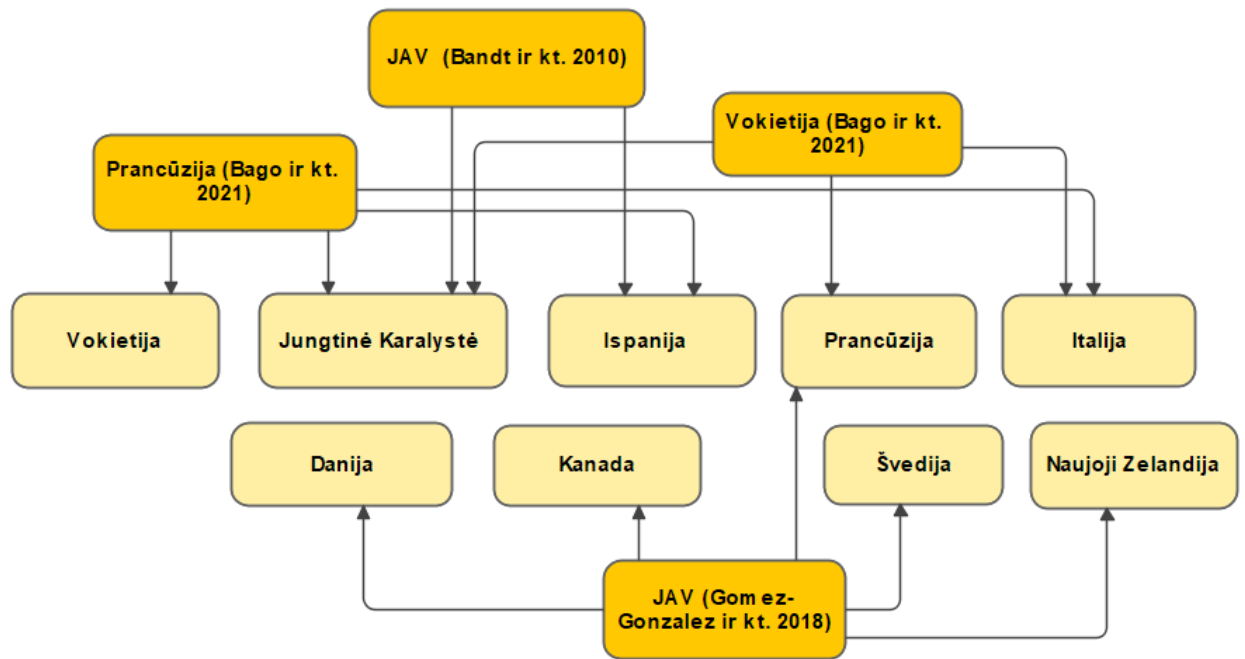
čia  $p_t$  – kainos ir dividendų santykis,  $\varepsilon_t$  – klaidos terminas ir  $\mu$  reiškia pastovų deterministinių komponentą. Nulinė hipotezė parodo vieneto šaknies buvimą, o alternatyvi hipotezė – sprogstamasis kainos dividendų santykio elgesys. GSDAF statistika laikoma, kaip ADF testų pagrindas ir yra naudojamas norint patikrinti, ar imtyje yra nors vienas būsto burbulas. Analizuojant būsto burbulo perdavimą į kitas šalis, vadovaujamosi GreenawayMcGrevy ir Phillips'o (2016) pateikta metodika, kuris tinkamas, nes tiria užkrato poveikį skirtingais laikotarpiais. Tų pačių autorių metodika naudojosi jau aprašytų autorių Bago ir kt. (2021) tyrimas. Šiam tyrimui pritaikyta funkcinė regresija (2.3.3):

$$\widetilde{\beta}_{i,s} = \alpha_i + \gamma_i \frac{s}{T-s+1} \widetilde{\beta}_{i,s-d} + error_s, i \neq j, \text{ jei } s = S, \dots T; \quad (2.3.3)$$

čia  $i$  šaliai  $s$  yra imties pabaigos data (jei  $s = S, \dots T$ ),  $\widetilde{\beta}_{i,s}$  yra lygties nuolydžio koeficiento įvertinimas. Pradinė data laikoma  $S$ . O konkrečiai šiame tyrime  $j$  yra JAV ir JK, o  $i$  yra bet kuri kita šalis naudojama tyrime, kuri negali būti lygi  $j$ , t.y. negali būti nei JAV, nei JK. Šiame skaičiavime  $d$  yra vėlavimų skaičių, kuris yra įtrauktas į lygties regresiją. Naudojamas skirtingas  $d$  verčių skaičius,

kurį sudaro nuo 0 iki 4 ketvirčių ir kiekvienu atveju pateikiamos tokios  $d$  reikšmės, kurios generuoja didžiausią  $R^2$  reikšmę netiesinėje mažiausių kvadratų regresijoje. Pasirinktas fiksuotas lango  $S$  dydis, kuris lygus 24,3. Pirminis funkcinės regresijos koeficientas  $\gamma_i$  kinta laiko atžvilgiu. Šios regresijos pranašumas yra tas, kad ne tik fiksuojamas tarptautinių būsto burbulų perdavimas, bet kartu ir tarptautinių burbulų perdavimo stiprumo pokyčiai, todėl galima tikėtis, kad perdavimo intensyvumas per tam tikrą laikotarpį, per kurį susidaro du būsto burbulai, didėja, o vėliau mažėja, taip sukurdamas apverstos U formos grafiką (Gomez-Gonzalez, ir kt., 2018). Tirdami burbulų susidarymą, pastebėta, kad daugiausiai burbulų, per analizuojamą laikotarpį, buvo identifikuota Norvegijoje, Prancūzijoje ir Nyderlanduose (visuose po 5 būsto burbulus), 4 būsto burbulų įrodymai buvo rasti Šveicarijoje ir Vokietijoje. Likusiuose analizuotose šalyse identifikuoti daugiausiai 3 būsto burbulai. Įdomu tai, kad JAV buvo aptikti tik 2 būsto burbulai, tačiau burbulų trukmė JAV buvo ilgesnė, nei kitose analizuotose šalyse. Šiame tyrime didžiausias dėmesys buvo skiriamas nekilnojamojo turto burbulų migravimui tarp šalių. Tyrime būsto perdavimas buvo tiriamas iš burbulų, susiformavusių JK ir JAV. Remiantis tyrimais, iš JAV kilusio būsto burbulo, susiformavo didžioji dalis kitų analizuotų šalių būsto burbulai, o JK įtakos kitų šalių būsto burbulų formavimuisi neturėjo. Dėl JAV kilusio burbulo, burbulų perdavimas buvo identifikuotas 5 šalyse (Kanadoje, Danijoje, Prancūzijoje, Švedijoje ir Naujojoje Zelandijoje). Atkreipiamas dėmesys, kad dauguma JAV būsto burbulų buvo perduodama į Europos šalis. Pastebima, kad vienintelėje Ispanijoje kilęs būsto burbulas nebuvo JAV būsto burbulo pasekmė. Skirtingus rezultatus parodė Bandt'o ir kt. (2010) tyrimas, kuriame ištirta, kad JAV turėjo tiesioginį ryšį su Ispanija ir Ispanijoje kilę nekilnojamojo turto burbulai yra susiję su JAV kilusiu būsto burbulu. Prancūzijos nekilnojamojo turto burbulo susiformavimas iš JAV kilusio burbulo atitinka apverstą U formą, kai jautrumas padidėja nuo 1999 m. iki 2007 m. ir 2007 m. pasiekia jautriausią – didžiausią vertę priklausančią nuo JAV būsto burbulo, o vėliau ima monotoniškai mažėti. Atkreipiamas dėmesys, kad būsto burbulas mažėja tuo laikotarpiu, kai JAV būsto burbulas pradeda taip pat mažėti. Naujosios Zelandijos jautrumo laikas yra panašus su Prancūzijos, bet pastebima, kad jautrumo reikšmės yra mažesnės, nei Prancūzijoje, o tai rodo, kad JAV kilęs nekilnojamojo turto burbulas mažiau daro įtakos Naujosios Zelandijos būsto burbului, nei Prancūzijos. Švedijos atveju jautrumas yra didžiausias 1998 m. ir nuo 2012 m. pradeda mažėti. Danijoje jautrumas monotoniškai mažėja nuo 1996 m. iki 2006 m., o vėliau pradeda didėti. Kanados jautrumas yra neigiamas, tačiau didėja ir 2007 m. jis tampa teigiamas. Taigi visi susiformavę burbulai kilo iš JAV būsto burbulo, dėl kurio prasidėjo antrinių paskolų finansų krizė. Daugelis autorių teigė, kad pagrindinė JAV nekilnojamojo turto burbulo priežastis buvo itin žemos palūkanų normos, sušvelninti būsto paskolų standartai ir neracionalus perteklius. Tai lėmė gausų likvidumą tarptautinėse finansų rinkose ir tarptautinių investuotojų pajamingumo paieškas. Prieita prie išvados, kad mažos atviros ekonomikos valstybės turėtų svarstyti galimybę įgyvendinti laikiną kapitalo kontrolę, kad galėtų išvengti ir apriboti žalingus poveikius, kurį gali turėti kapitalo srautų ciklai, tokie kaip nekilnojamojo turto burbulų plitimas tarp šalių, kurie gali būti ypač priklausomi nuo kitų, stipresnės ekonomikos, šalių (Gomez-Gonzalez ir kt., 2018).

Susisteminius autorių tyrimus, prieita prie išvadų, kad ne visų autorių tyrimai, apie užkrečiamas šalis yra vienodi, taip pat pastebėta, kad autoriai tyrė skirtingas priklausomybes. Įtaką turinčių šalių ir priklausomų, nuo šitų šalių, šalys ir jų ryšiai pateikti paveiksle (žr. 6 pav.).



6 pav. Nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių analizės žemėlapis (sudaryta autorės)

Išanalizavus mokslinius tyrimus, prieita prie išvados, kad pagrindinė šalis, dėl kurios nekilnojamojo turto burbulas paplito tarp kitų šalių yra JAV. Būtent JAV pradėjo formuotis nekilnojamojo turto burbulas prieš finansinę krizę, kuri buvo 2007–2009 m. ir būtent dėl šito JAV buvusio nekilnojamojo turto burbulu, JAV ir visas pasaulis patyrė finansinę krizę. Pastebima, kad ne visų autorių tyrimai parodė tokius pačius rezultatus. Bandt'as ir kt., (2010), teigia, kad dėl JAV burbulu, kilo burbulas Ispanijoje, tačiau Gomez-Gonzalez'as ir kt. (2018) teigia, kad Ispanijoje susiformavęs burbulas nepriklausė nuo JAV nekilnojamojo turto burbulu. Taip pat šie autoriai netyrė, ar Jungtinėje Karalystėje susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas buvo priklausomas nuo JAV burbulu, o būtent Jungtinės Karalystės burbulą naudojo, kaip priežastinį, dėl kurio galėjo susiformuoti kiti burbulai. Tačiau savo tyrime nustatė, kad nei vienoje iš tirtų šalių, burbulas nesusidarė dėl Jungtinės Karalystės įtakos. Bago ir kt. (2021) tyrė, kaip nekilnojamojo turto burbulas plito tarp Europos šalių, o kaip objektą pasirinko Vokietijos ir Prancūzijos nekilnojamojo turto rinkas. Kas įdomu, kad šios rinkos tarpusavyje teigiamai buvo priklausomos visą analizuotą laikotarpį. Skirtingi tyrimai rodo, kad Jungtinėje Karalystėje susidaręs burbulas yra priklausomas nuo JAV, Vokietijoje ir Prancūzijoje buvusių nekilnojamojo turto burbulų, Ispanijoje susidaręs burbulas yra priklausomas nuo JAV ir Prancūzijos, Italija yra priklausoma nuo Vokietijos ir Prancūzijos, o pati Prancūzija, nuo JAV. Nekilnojamojo turto burbulu plitimą tarp šalių svarbu tirti, nes tyrimo pagalba galima įvertinti, kaip šalys tarpusavyje yra susijusios ir kaip susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas gali migruoti į kitą šalį ir paveikti tos šalies ekonomiką.

#### 2.4. Būsto kainų lygio nustatymo modelis

Daugumoje tyrimų autoriai naudoja įvairius metodus, kaip nustatyti būsto kainų lygį. Dažnai įvairūs būsto lygio nustatymai apibrėžia jau aptarus rodiklius, tokius kaip būsto kainos ir nuomos santykis arba pasiūlos ir paklausos veiksniai, kurie veikia būsto kainą. Būsto kainą autoriai nustato remiantis esamosios vertės metodais ir vertinant diskonto normą arba tiria ilgalaikį būsto kainų lygį ir būsto kainų lygio augimą.



Oikarinen (2009), taikydama namų būsto nuomos kainos duomenis siekė empiriškai nustatyti ir išnagrinėti ar namų ūkių skolinimosi duomenys yra svarbūs būsto kainos nustatymui. Tyrimas atliktas remiantis Helsinkio būsto kainų duomenimis nuo 1975 m. I ketv. iki 2006 m. II ketv. Remiantis apskaičiuotu kointegruojančiu ilgalaikiu ryšiu tarp būsto kainų, BVP santykio ir pajamų ir namų ūkių skolos, apskaičiuojamas vektoriaus klaidų taisymo modelis, kurio pagrindinis tikslas ištirti ilgalaikę ir trumpalaikę kreditų sąveiką su būsto kainomis. Ilgalaikio būsto kainų lygio įvertinimą, kuris leidžia atsižvelgti į kredito suvaržymų poveikį, autorė išreiškė tokia formule (2.4.1):

$$U_t = (1 - T_t)i_t + \gamma - \pi + \delta - E(P_{t+1} - P_t) + \lambda_t/\mu_c; \quad (2.4.1)$$

čia  $P$  ir  $R$  reiškia tikrąjį būsto kainų lygį ir atitinkamai paskaičiuotos realios nuomos pajamos,  $P_t$  gauname  $R_t/U_t$ ,  $U$  yra būsto vartotojo kapitalo sąnaudos, kuri prilyginama kaip būsto kainų dalis.  $U$  apskaičiuojamas, remiantis rinkos palūkanų norma  $i$  atskaičius mokesčius  $T$ , rizikos premija  $\gamma$ , kuri skirta kompensuoti būsto savininkams didesnę nei nuomos riziką, infliacija  $\pi$ , nekilnojamojo turto mokesčiais ir būsto nusidėvėjimu  $\delta$ , numatomu realioji būsto pabrangimu  $-E(P_{t+1} - P_t)$ , šešėlinė kredito apribojimo kaina  $-\lambda_t$  padalinta iš ribinio vartojimo naudingumo  $-\mu_c$ . Įvairios priežiūros, remonto ir rekonstravimo išlaidos, kurios yra būtinos išlaikyti nekilnojamojo turto kokybę, formulėje yra apibrėžiamos kaip nusidėvėjimas.

Oikarinen (2009), daro prielaidą, kad būsto nuomos pajamos nėra tiesiogiai stebimos, teigiama, kad  $R$  remia realias pajamas vienam gyventojui  $Y$ , bendrai populiacijai  $D$  ir bendram būsto fondui  $H$ . Tiriant ilgalaikius santykius, buvo remtasi Johansen'o (1996) kointegracijos metodika, kurios pagalba buvo siekiama ištirti ar egzistuoja stacionarus ilgalaikis ryšys tarp būsto kainų, realiųjų bendrųjų pajamų, paskolos ir BVP santykio ir būsto kapitalo vartotojų sąnaudų. Pirmiausia kintamųjų tvarka buvo patikrinta naudojant ADF testą. Johansen'o (1996) testo statistika parodė, kad nei vienas iš kintamųjų nėra stacionarus, todėl  $U$  integravimo tvarka laikoma neaiškia. Trace testo pagalba buvo nustatyta, kad tarp kintamųjų, kurių buvo keturi, buvo nustatytas vienas stacionarus tiesinis vektorius. Remiantis testais nustatyta, kad tiek būsto kainos, tiek paskolos ir BVP santykis neprisitaikys prie ilgalaikio santykio. Testo rezultatai taip pat teigia, kad reali palūkanų norma paprastai laikoma grįžtančia į vidurkį, o infliacija ir palūkanų normos pokyčiai yra pagrindiniai veiksniai, lemiantys vartotojų išlaidų kintamąjį. ADF testas patvirtina vidutinės vertės pasikeitimą  $U$ . Į tyrimą buvo įtrauktas kitas kintamasis, kuris išryškino namų ūkių skolinimosi informaciją būsto kainos dinamikos atžvilgiu. Reikšmingą informaciją, susijusią su nekilnojamojo turto paklausa, atskleidžia kointegracijos analizė, kuri tvirtina, kad namų ūkių skolinimasis arba kitaip nuoma turi tiesioginį ryšį būsto paklausai. Iki 1987 m. pab. kainų lygis buvo artimas nustatytam ilgalaikiam santykiui. Pastebima, kad finansų rinkų liberalizavimas galėjo lemti būsto rinkos bumą 1989 m. I ketv., kai realus būsto kainų lygis per ilgalaikį santykį buvo apie 40 proc. Dešimtojo dešimtmečio pradžioje ir viduryje būsto kainos pradėjo drastiškai mažėti. Praėjus trejiems metams po kainų piko, 1992 m. pabaigoje,  $P$  buvo maždaug 40 proc. mažesnis už įvertį. Tačiau buvo pastebėta, kad 1996 m. nekilnojamojo turto kainų lygis vėl turėjo tendenciją augti, augimą rodo  $P$  reikšmė, kuri nuo to laiko padidėjo maždaug 120 proc. Tiriant trumpalaikius santykius, buvo naudojamas Granger priežastingumo testas. Imtis buvo suskirstyta į du periodus, t.y. 1975–1985 m. ir 1986–2006 m. Pirmojo periodo imties VECM apima tris skirtumus, o tik du vėlavimai yra įtraukti į vėlyvosios imties VECM. Vėlavimo ilgis nustatomas remiantis Akaike informacijos kriterijais, LR(1) ir LR(2) liekamosios autokoreliacijos testais. Yra įrodymų, kad iki kredito rinkos liberalizavimo, visi tirti keturi modelio kintamieji ir nekilnojamojo turto kainų nukrypimas nuo ilgalaikio santykio Granger, sukėlė nekilnojamojo turto brangimą. Tačiau Granger priežastinis ryšys nuo kredito iki būsto kainų

nėra reikšmingas, reikšmingumas siekia – 10 proc. lygį. Nustatyta, kad būsto kainos turi įtakos kreditams per ilgalaikį santykį, o iki liberalizavimo būsto kainos reikšmingos įtakos skolinimuisi neturėjo. Šis rezultatas nestebina ir atitinka Gerlach'o ir Peng'o (2005) rezultatus, pagal kuriuos griežtesnės skolinimo taisyklės sumažino nekilnojamojo turto kainų įtaką skolinimui Honkongo rinkoje. Bendrai vertinant ilgalaikius ir trumpalaikius santykius, rezultatai patvirtina reikšmingą teigiamą abipusę nekilnojamojo turto skolinimosi ir nekilnojamojo turto kainų sąveiką. Būstų ūkių skolinimosi informacinio turinio svarbą būsto kainų atžvilgiu pabrėžia tai, kad modelyje svarbus namų ūkių paskolos ir BVP santykis, norint rasti stacionarų ilgalaikį ryšį. Ilgalaikio ryšio stabilumą, tarp realiųjų būsto kainų, realiųjų pajamų bei paskolų ir BVP santykio, rodo kointegracijos analizė. Rezultatai stabilūs nepaisant įvairių institucinių pokyčių ir kredito rinkos reguliavimo panaikinimo, įvykusių per analizuojamą laikotarpį. Ilgalaikei ir trumpalaikei būsto paklausai reikšmingą įtaką daro būstų ūkių skolinimasis. Priežastinis ryšys tarp būsto ir kredito susijęs tik ilgalaikiu ryšiu. Muellbauer'is (2008), teigia, kad šalyse, kuriuose kredito rinkos yra gerai išvystytos, būsto poveikis turtui po kreditų rinkos liberalizavimu bus didesnis nei ankstesniais periodais. Pastebima, kad reaguojant į lengvą kredito prieinamumą, tai didina namų ūkių skolinimąsi ir būsto paklausą. Taip pat nustatyta, kad būsto kainos vangiai prisitaiko prie ilgalaikio periodo santykio. Nustatyta, kad per ketvirtį dėl būsto kainų koregavimo išnyksta mažiau nei 10 proc. nuokrypio tarp faktinio kainų lygio ir numatomo ilgalaikio santykio. Analizė taip pat rodo, kad būsto kainų dinamika apima svarbius istorinius elementus. Dėl atgalinių ypatumų ir būsto pasiūlos koregavimo, būsto kainų pokyčiai yra labai nuspėjami, o po esminių sukrėtimų gali atsirasti pastebimas būsto kainų padidėjimas arba sumažėjimas (Oikarinen, 2009).

Bourassa ir kt. (2019), tirdami nekilnojamo turto rinką, parodė kiek kitokią būsto kainų lygio nustatymą, nei autorė Oikarinen (2009). Autoriai tirdami šešias metropolines sritis, trijose šalyse – Helsinkis (Suomija), Ženeva ir Ciurichas (Šveicarija), Čikaga, Majamis ir San Franciskas (JAV) naudojo būsto kainos lygio ir augimą nusakantį modelį. Skirtingose šalyse, naudojo šiek tiek skirtingus tyrimo laikotarpius, tačiau tyrimo imtis 1980 (+5 metai)–2011 m. Šios šalys tyrimui pasirinktos, kadangi jos patyrė didelius burbulus praėityje. JAV burbulas prasidėjo 2000-aisiais, daugiausiai pakrantės miestuose, tokiuose kaip Majamis, kadangi ten buvo ribojama pasiūla. Didelė būsto kainų reakcija po finansų rinkų liberalizavimo, įvyko ir Suomijoje. Didelis būsto kainų augimas įvyko Šveicarijoje, o analizuojamo laikotarpio pabaigoje – Ženevoje, pradėjo formuotis nekilnojamojo turto burbulas. Šiame tyrime autoriai naudojo tiek būsto kainos ir nuomos santykį, tiek būsto kainų augimo lygį. Gilinantis į būsto kainų augimą, tyrime buvo naudotas eksponentinio augimo tempo (EGR) metodas, kuris leidžia matyti, kad greitesnis, nei eksponentinis būsto kainų augimo tempas gali būti netvarus ir iš to gali formuotis nekilnojamojo turto burbulas. Šį metodą taip pat naudojo Zhou ir Sornette (2006), kurie nustatė, kad JAV 22-jose valstijose nuo 1993 m. iki 2005 m. buvo nekilnojamojo turto burbulas. Vertinant būsto kainas, dabartinės vertės metodas yra patikimiausias teoriniu atžvilgiu, kuris parodo dabartinę nekilnojamojo turto vertę. Autoriai tyrime darė prielaidą, kad bendrosios nuomos ir pinigų srautai po mokesčių yra pastovus ryšys, todėl būsto kainas modeliavo kaip numatomą bendrųjų nuomos mokesčių dabartinės vertės funkciją. Kainos ir nuomos santykio matas, laikoma, kad yra glaudžiai susijęs su dabartinės vertės metodu, tačiau yra prisiimama pastovi rizikos priemoka ir nuomos augimo lūkesčiai. Visų pirma autoriai naudojo esamosios vertės modelį. Teigiama, kad turto vertė turi atspindėti jo laukiamų būsimų pinigų srautų diskontuotą dabartinę vertę, nustatyta, kad diskonto norma gali svyruoti laikui bėgant. Tikroji turto, šiuo atveju būsto, kaina išreiškiama taip (2.4.2):

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} (1 / \prod_{j=1}^i (1 + \rho_{t+j})) E_t(R_{t+i}); \quad (2.4.2)$$

čia  $P_t$  yra tikroji turto kaina laikotarpiu  $t$ ,  $\rho$  reiškia realią diskonto normą,  $E_t$  žymi racionalius lūkesčius laikotarpiu  $t$ , o  $R$  yra tikrasis turto teikiamas pinigų srautas (nuoma). Didesnis numatomas nuomos kainos augimas gali sumažinti reikiamą dabartinį pajamingumą. Laikoma, kad esant didesniam numatomam gražos nepastovumui, rizikos premija yra didesnė, o tuo pačiu žemesnis kainų pusiausvyros lygis, jį lyginant su nuomos mokesčiais. Taikant EGR metodą, autoriai pagrindinį dėmesį skyrė būsto kainų augimo tempui, kuris, jeigu yra per greitas, laikomas netvarių. Būsto kainų augimą galima vertinti remiantis šia funkcija (2.4.3):

$$p_t = A + B(t_c - t)^m; \quad (2.4.3)$$

čia  $p$  laikomas, kaip natūralusis būsto kainos logaritmas,  $t_c$  laikomas, kaip kritinis taško arba kitaip, burbulo viršūnės įvertinimas, o  $A$  ir  $B$  yra koeficientai. Kai  $p$  didėja greičiau, nei eksponentės bent 20 proc., galima identifikuoti nekilnojamojo turto burbulą. Jeigu  $p$  atvaizduojamas remiantis konkrečiu laiko periodu, tai greitesnis nei eksponentinis augimas būtų diagnozuotas, kai  $p$  kreivės nukrypsta aukštyn nuo tiesės. EGR metodo rezultatai, tiriant analizuotas šalis parodė, kad jis veikia, kaip išankstinis įspėjimo signalas, kuris suveikia 3–6 mėn. prieš burbulo susiformavimą, kai būsto kainos pagrindinės vertės viršija 20 proc. (Bourassa ir kt., 2019)

Tikrosios (esamosios) turto vertės nustatymo modelį, kaip ir Bourassa ir kt. (2019), savo tyrime naudojo Petris ir kt. (2022), kurie tyrė Londono nekilnojamojo turto kainų pokyčius nuo 1995 m. iki 2016 m, atsižvelgiant ir į išorinius ir vidinius rajonus. Autoriai teigia, kad Londonas yra pasaulinis finansų centras, kuris pritraukia įvairius investuotojus iš viso pasaulio, taip sudarydamas tarpvalstybinį finansinių srautų branduolį. Pastebima, kad Londone būsto kainos augo žymiai sparčiau, lyginant su kitomis Jungtinės Karalystės regionais. Būtent todėl staigus būsto kainų kritimas Londone gali sukelti sistemingą riziką tarptautinėms rinkoms. Nuo 1995 m. iki 2016 m. Londono būsto kainos išaugo iki istorinių aukštumų, o Londone gyvenančių žmonių išlaidos būsto paskolai sudarė du trečdalius vidutinio atlyginimo. Taip pat įrodyta, kad Londono teritorijos esančios arčiau centro, turi didesnę vertę, nei kitos, toliau nuo centro esančios, Londono teritorijos. Būstai centre turi didesnę paklausą daugumai darbuotojų, ypač tiems, kurie dirba miesto centre. Dėl šitos priežasties prasideda konkurencija dėl būsto geresnėje vietoje ir laimi tas, kas pasiūlo didžiausią kainą, o tai bendrai išaugina ir visų būstų kainas konkrečiuose, labiausiai pageidautinuose gyventi teritorijose. Siekiant iširti Londono ir jo regionų finansinių burbulų susiformavimą, autoriai, kaip analizės pradžios tašką naudoja turto kainų dabartinės vertės modelį (2.4.4), kuris apibrėžiamas taip:

$$P_t = P_t^f + B_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(D_t + i) + B_t; \quad (2.4.4)$$

čia  $P_t$  – turto kaina momentu  $t$ ,  $D_t + i$  – dividendai, gauti iš turto momentu  $t+i$ ,  $r$  – diskonto norma ir  $B_t$  – burbulo komponentas. Kiekis  $P_t^f$  – bazinė kaina, kuri lygi būsimai dividendų srauto laukiamai dabartinei vertei, jeigu nėra burbulo komponento. Šiuo atveju, dividendų srauto pobūdis kontroliuoja turto kainos ne stacionarumo laipsnį. Burbulas egzistuoja, kai investuotojai moka kainą, kuri viršija pagrindinę vertę ir tikisi, kad juos kompensuos išaugusios būsto kainos, kurios augs priklausomai nuo  $r_b$ , ir tai bus išreiškiamą tokia formule (2.4.5):

$$E_t(B_{t+1}) = (1 + r)B_t; \quad (2.4.5)$$

Tolimesniam tyrimui autoriai naudojo ir kitus metodus, tokius, kaip būsto kainos ir nuomos santykio tyrimą. Testo rezultatai parodė, kad iš tirtų 33 regionų (įskaitant patį Londoną), nustatyta, kad kainos yra per didelės 5 regionuose, o burbulai gali egzistuoti 3 regionuose. Testas, nustatė, kad burbulo nėra tokiuose regionuose, kaip Kensingtonas, Chelsis, Westminsteris, Hammersmith ir Fulham. Tačiau šiuose regionuose pastebimas stiprus kainų augimas per paskutinius 3–4 metus. Burbulų egzistavimą neigia tai, kad kainos šiose regionuose kilo tolygiai, o nukrypimai nuo istorinių vidurkių nėra laikomi burbulo įrodymais. Tačiau, nustačius, kad šiuose regionuose nėra burbulo, neneigia rizikos, kad būsto kainos negali staigiai kristi, todėl svarbu nuolatos stebėti būsto kainų lygį ir investuotojų elgseną populiariausiuose Londono rajonuose, kur paklausa viršija pasiūlą, o investuotojai diktuoja kainas (Petris ir kt. 2022).

Šiam metodui aprašyti buvo remtasi trimis straipsniais, kurie kainų lygį nustatė skirtingais metodais. Metodų apibendrinimas pateiktas lentelėje (žr. 3 lentelė).

**3 lentelė.** Kainų lygio nustatymo metodų apibendrinimas (sudaryta autorės)

Autorius	Metodas	Aprašymas
Oikarinen (2009)	Ilgalaikio būsto kainų lygio įvertinimas	Ilgalaikis ryšys tarp būsto kainų ir BVP santykio bei pajamų ir namų ūkių skolos, tiriant ilgalaikę ir trumpalaikę kreditų sąveiką su būsto kainomis. Rezultatai parodė, kad reaguojant į lengvą kredito prieinamumą, namų ūkių skolinimasis ir paklausa išauga.
Bourassa ir kt. (2019)	Tikrosios (esamosios) turto vertės nustatymas	Parodo dabartinę nekilnojamojo turto vertę. Turto vertė turi atspindėti jo laukiamų būsimų pinigų srautų diskontuotą dabartinę vertę. Kainos ir nuomos santykio matas, laikoma, kad yra glaudžiai susijęs su dabartinės vertės metodu. Įvertinta, kad kuo didesnis numatomas gražos nepastovumas, tuo didesnė rizikos premija, o tuo pačiu žemesnis pusiausvyros kainų lygis, jį lyginant su nuomos mokesčiais. Todėl būsto kainos ima nepastoviai kisti.
	EkspONENTINIS augimo tempas (EGR)	EGR leidžia matyti, kad greitesnis, nei eksponentinis būsto kainų augimo tempas gali būti netvarus ir iš to gali formuotis nekilnojamojo turto burbulai. EGR metodo rezultatai, tiriant analizuotas šalis parodė, kad jis veikia, kaip išankstinis įspėjimo signalas, kuris suveikia 3–6 mėn. prieš burbulo susiformavimą, kai būsto kainos pagrindinės vertės viršija 20 proc.
Petris ir kt. (2022)	Tikrosios (esamosios) turto vertės nustatymas	Šis metodas nurodo dabartinę turto vertę, ją diskontavus. Burbulas egzistuoja, kai investuotojai moka kainą, kuri viršija pagrindinę vertę ir tikisi, kad juos kompensuos išaugusios būsto kainos.

*Išanalizavus būsto kainos lygio nustatymo metodus, prieita prie išvados, kad svarbu ne tik identifikuoti būsto kainos burbulus, bet ir nustatyti jų kainų lygį ir vertinti juos esamąją vertę. Kadangi ne visada būsto kainų augimas gali lemti nekilnojamojo turto burbulų susidarymą. Pastebima, kad pasitaiko tokių atvejų, kad būsto kainos konkrečiuose regionuose ar šalyse stipriai išauga, tačiau jos auga tolygiai ir vienodu tempu su kitais makroekonominiais rodikliais, todėl toks augimas nepriskiriamas, prie nekilnojamojo turto burbulų susidarymo. Svarbu tirti, ar būsto kainų augimas yra tvarus ir neviršija nustatytų normų.*

**Teorinės dalies apibendrinimas:** Analizuojant teorinius nekilnojamojo turto rinkos burbulų vertinimo modelius nustatyta, kad didžioji dalis autorių savo tyrimuose nenaudojo vieno modelio nekilnojamojo turto burbulams identifikuoti. Pasitaiko atvejų, kad analizuotų autorių tyrimuose naudoti modeliai buvo tarpusavyje susiję arba atliko tęstinumo funkciją. Tai parodo, kad negalima pasitikėti vienu vertinimo modeliu ir nekilnojamojo turto burbulus reikia tirti remiantis keliais modeliais. Teorijoje buvo aprašyti tokie vertinimo modeliai, kaip rodiklių analizės modelis, paklausai

*ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizė, nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių modelis ir būsto kainų lygio nustatymo modelis. Skirtinguose modeliuose didžioji dalis autorių naudoja Phillips'o ir kt. (2015) ADF testo ir jo modifikacijų (SADF ir BADF) skaičiavimo metodikas. Skirtinguose aprašytuose modeliuose analizuotų autorių tyrimai kartojasi, remiantis autoriais Bourassa ir kt. (2019), buvo aprašyti visi keturi analizuoti modeliai, kadangi būtent juos autoriai ir naudojo savo tyrime, remiantis Bago ir kt. (2021), buvo aprašytas rodiklių analizės modelis ir nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių modelis, remiantis Njoroge ir kt. (2018) ir Dreger'u ir Kholodilin'u (2011), buvo aprašytas rodiklių analizės modelis ir pasiūlai ir paklausai darančių veiksnių analizės modelis. Kitais autoriais remtasi aprašant po vieną modelį. Analizei taip pat nebuvo naudota pati naujausia literatūra ir tikslinė geografinė zona – Europa. Prie tokio sprendimo prieita, kadangi pastebėta, kad labai svarbu analizuoti istorinius nekilnojamojo turto burbulo egzistavimo laikotarpius ir taip stebėti nekilnojamojo turto susidarymo priežastis ir skirtingas skaičiavimo metodikas. Stebint istorinius duomenis, galima rasti įvairių įspėjamųjų signalų dar prieš nekilnojamojo turto burbului susiformuojant, taip pat galima stebėti, kaip investuotojai skirtingais laikotarpiais reagavo į nekilnojamojo turto rinką ir kokius sprendimus, susijusius su tuo, jie priėmė. Remiantis aprašytais modeliais bus atliekamas tyrimas, kuriame bus tiriama Lietuvos ir Švedijos nekilnojamojo turto rinka.*

### 3. Tyrimo metodologija

**Tyrimo pagrindimas** – remiantis aprašytais metodais ir moksliniais tyrimais, prieita prie išvados, kad labai svarbu tirti nekilnojamojo turto kainas ir jų pokyčius. Tyrimui pasirinkta tirti Lietuvos ir Švedijos nekilnojamojo turto rinkas, vertinant tiek investuotojų elgseną konkrečiuose šalyse, tiek stipriai išaugusias nekilnojamojo turto kainas dėl COVID-19 pandemijos sukeltos recesijos ir kitų ekonominių ir socialinių įvykių Europoje ir visame pasaulyje. Analizei pasirinkta būtent šios dvi valstybės, kadangi pastebėta, kad visoje Europoje, tačiau labai stipriai Lietuvoje ir Švedijoje būsto kainų netvariam išaugimui darė įtaką investuotojų poelgiai, kurie investuoja savo pinigus į nekilnojamąjį turtą, todėl pasirinktose analizuoti šalyse pastebėtas netvarus nekilnojamojo turto kainų išaugimas, kurį galėjo lemti būtent investuotojų spekuliaciniai poelgiai. Remiantis Eurostat (2023), 2021 m. IV ketv. duomenimis Lietuvoje būsto kainos išaugo 19,8 proc., Švedijoje 10,9 proc., o 2022 m. III ketv. duomenimis Lietuvoje kainos vis dar augo ir augimas užfiksuotas 19,3 proc., lyginant su praėjusiais metais, o Švedijoje pastebimas būsto kainų mažesnis augimas – 1,1 proc. Kai bendrai visoje Europoje būsto kainos 2021 m. išaugo 10,2 proc., o 2022 m. – 7,4 proc. Eurostat (2023) duomenys parodė, kad Švedijos būsto kainos 2022 m. pab. išaugo mažiau, lyginant su 2021 m. pab., o tai rodo, kad Švedija greičiau sugebėjo suvaldyti būsto kainų kilimą, nei Lietuva. Šiuo tyrimu siekiama iširti, ar investicijos į nekilnojamąjį turtą gali lemti nekilnojamojo turto kainų išaugimą ir signalizuoti apie besiformuojantį nekilnojamojo turto burbulą konkrečiu tiriamuoju laikotarpiu.

**Tyrimo laikotarpis** – siekiant aptikti nekilnojamojo turto susiformavimo epizodus ar išankstinius signalus, bus tiriama Lietuvos ir Švedijos nekilnojamojo turto rinka nuo 2006 I ketv. iki 2022 III ketv. Toks laikotarpis pasirinktas, kadangi siekiama patikrinti kaip būsto kaina kito skirtingais laikotarpiais ir ar atlikus tyrimą, bus aptiktas istoriškai jau egzistavęs nekilnojamojo turto burbulas per didžiąją finansų krizę 2007–2009 m.

**Tyrimo metodai ir duomenų atranka** – remiantis aprašytais moksliniais tyrimais, prieita prie išvados, kad būtina nekilnojamojo turto rinką tirti taikant kelis skirtingus metodus. Tyrime bus naudojami trys iš keturių aprašytų modelių – rodiklių analizės modelis, paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizė ir būsto kainų lygio nustatymo modelis. Tyrime nebus tiriamas ryšys tarp šalių ir užkrečiamumo efektas, kadangi pasirinkta tyrime analizuoti tik dvi šalis – Lietuvą ir Švediją. Fundamentaliųjų veiksnių atranka atlikta remiantis autorių Bourassa ir kt. (2019), Njoroge ir kt. (2018), Liu ir kt. (2017), Tupėnaitė ir Kanapeckienė (2009), Dreger'o ir Kholodilin'o (2011) ir Malović'o ir kt. (2021) tyrimuose pasiūlytais veiksniais, kurie veikia nekilnojamojo turto paklausą ir pasiūlą. Tyrimui atlikti pasirinkti tokie veiksniai:

- Būsto kainų indeksas, kai laikoma, kad 2015 m. vidurkis lygus 100 (BKI) (Eurostat, 2023);
- Nuomos būsto kainos indeksas kai laikoma, kad 2015 m. vidurkis lygus 100 (NBKI) (Eurostat, 2023);
- Nekilnojamojo turto statybų kainų indeksas, kai laikoma, kad 2015 m. vidurkis lygus 100 (Eurostat, 2023);
- Infliacija proc. (Eurostat, 2023);
- Nedarbo lygis proc. (Švedijos duomenys – Statistics Sweden, (2023), Lietuvos duomenys – Lietuvos oficialios statistikos portalas, (2023);
- Gyventojų skaičius tūkst. (Eurostat, 2023);
- Bendrasis vidaus produktas mln. Eur. (BVP) (Eurostat, 2023);
- Naujų gyvenamųjų namų statybos leidimų indeksas, kai laikoma, kad 2015 m. vidurkis lygus 100 (Eurostat, 2023);

- Darbo užmokestis – gyventojų pajamos (Eurostat, 2023);
- Palūkanų norma būstui proc. (Švedijos duomenys – Statistics Sweden, (2023), Lietuvos duomenys – Lietuvos Bankas, (2023);
- Suteiktos paskolos būstui mln. Eur. (Švedijos duomenys – Statistics Sweden, (2023), Lietuvos duomenys – Lietuvos Bankas, (2023);
- OMX Vilnius indekso kainos (Nasdaq Baltic, 2023);
- OMX Stockholm indekso kainos (Nasdaq Nordic, 2023);
- Vartotojų kainų indeksas, kai laikoma, kad 2015 m. vidurkis lygus 100 (VKI) (Eurostat, 2023).

Siekiant tikslingai įvertinti, kaip atsirinkti veiksniai yra tarpusavyje susiję, duomenys unifikuojami – suvienodinami. Kadangi didelė dalis duomenų jau yra indeksai, kurių baziniai metai laikomi 2015 m. (jų vidurkis lygus 100), kiti duomenys sulyginami tokiu pačiu būdu. Tokių duomenų sulyginimo būdą naudojo savo tyrime ir Malović'as ir kt. (2021). Pradiniai ir unifikuoti Lietuvos duomenys pateikiami prieduose (žr. 1 priedą, 2 priedą), o pradiniai ir unifikuoti Švedijos duomenys – prieduose (žr. 3 priedą, 4 priedą). Tyrimo eiga pateikta lentelėje ir aprašyta žemiau (žr.

4 lentelė).

**Būsto kainų lygio nustatymo modelis** – būsto kainų lygis nustatomas, remiantis Bago ir kt. (2021), Oikarinen (2009) ir Tsai ir Lin'as (2022). Atsirinkti statistiniai rodikliai leis įvertinti, kaip kinta būsto kainų indeksas ir būsto nuomos kainų indeksas jį lyginant su vidurkiu. Būsto kainų stacionarumas bus vertinamas dviem laikotarpiais – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. Būsto kainų indekso laiko eilutės stacionarumo vertinimas:

1. Linijinis grafikas – leis preliminariai įvertinti būsto kainų indekso kitimo tendenciją;
2. Korelogramos grafikas – leis įvertinti ar būsto kainų indekso laiko eilutė yra stacionari:
  - 2.1. Jeigu laiko eilutės yra išėjusios už korelogramos punktyrinių linijų – laiko eilutė yra nestacionari;
  - 2.2. Jeigu laiko eilutės tikimybės reikšmė mažesnė, nei 5 proc. reikšmingumo lygis – laiko eilutė yra nestacionari.
3. Stacionarumo vertinimas vienetinių šaknų metodu:
  - 3.1. Apibendrinto Dikio ir Fulerio (ADF) ir Perono ir Filipso (PP) testų pagalba, taikant tris modelius – modelį be poslinkio ir trendo, modelį su poslinkiu ir modelį tiek su poslinkiu tiek su trendu. Stacionarumo įvertinimui tikrinamos dvi hipotezės:
    - $H_0$  – laiko eilutė yra nestacionari;
    - $H_1$  – laiko eilutė yra stacionari.
 Kuri hipotezė priimama, sprendžiama iš apskaičiuotos tikimybės reikšmės ją lyginant su reikšmingumo lygiu – 5 proc.  $H_0$  priimama, kai tikimybės reikšmė viršija reikšmingumo lygį,
  - 3.2. Kvaitovskio, Filipso, Šmidto ir Šino (KPSS) testo pagalba, taikant du modelius – modelį su poslinkiu ir modelį su poslinkiu ir trendu. Duomenys stacionarūs, kai KPSS testo statistikos reikšmė yra mažesnė, nei testo apskaičiuota 5 proc. reikšmė.
4. SADF testas. Šio testo pagalba aptinkami konkretūs nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo epizodai. Nekilnojamojo turto burbulas fiksuojamas, kai ADF statistinė seka viršija 95 proc. kritinių verčių seką.
5. ADF kritinių taškų aptikimo metodas – leidžia aptikti kritinį laikotarpį laiko eilutėje, kuri pašalinus, laiko eilutė taptų stacionaria. Tai leidžia įvertinti, kuris laikotarpis fiksuojamas, kaip netvarus būsto kainų augimas.

**Paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių tyrimas** – tyrimas bus atliekamas sudarant daugialypę tiesinę regresijos lygtį, kur priklausomas kintamasis – būsto kainų indeksas, o nepriklausomi kintamieji – visi kiti pasirinkti veiksniai. Daugialypė tiesinės regresijos lygtis (3.1):

$$BKI = C(1) + C(2) \times NBKI + C(3) \times STI + C(4) \times INF + C(5) \times NEDARB + C(6) \times GYVSK + C(7) \times BVP + C(8) \times STATLEID + C(9) \times DU + C(10) \times PNB + C(11) \times PASK + C(12) \times OMX + C(13) \times VKI; \quad (3.1)$$

čia *BKI* – būsto kainų indeksas, *C* – konstanta, *NBKI* – būsto nuomos kainų indeksas, *STI* – statybų kainų indeksas, *INF* – infliacijos indeksas, *NEDARB* – nedarbo lygio indeksas, *GYVSK* – gyventojų skaičiaus indeksas, *BVP* – bendro vidaus produkto indeksas, *STATLEID* – naujų gyvenamųjų namų statybos leidimų indeksas, *DU* – darbo užmokesčio indeksas, *PNB* – palūkanų normos būstui indeksas, *PASK* – suteiktų paskolų būstui indeksas, *OMX* – akcijų indeksų kainų indeksas, *VKI* – vartotojų kainų indeksas. Daugialypės tiesinės regresijos lygties veiksnių atranka bus atliekama keliais etapais:

5. Koreliacinė analizė – į daugialypę tiesinę regresijos lygtį įtraukiami tokie duomenys, kurių koreliacija su *BKI* > 0,7;
6. Grangerio priežastingumo testas – iš daugialypės tiesinės regresijos lygties paėmiami šalinami tie kintamieji, kurių apskaičiuota tikimybės reikšmė yra didesnė, nei 5 proc. reikšmingumo lygis. Sudaryto modelio tinkamums vertinamas remiantis Fišerio statistika, kuri jeigu yra didesnė, nei 5 proc. reikšmingumo lygis yra netinkama naudoti.

Gauta *BKI* laiko eilutė su daugialypės tiesinės regresijos lygtimi lyginama su realiu *BKI*. Neatitikimai fiksuojama būsto kainų netvarų augimą arba nekilnojamojo turto burbulo susiformavimą.

**Rodiklių analizės modelis** – rodiklių analizės modelio tyrimas atliekamas dviem etapais:

1. Įvertinami pasirinktų veiksnių statistiniai rodikliai ir jų stacionarumas ADF testo pagalba (be poslinkio ir trendo). Analizės tikslas įvertinti ar šie kintamieji kinta tolygiai vidurkio atžvilgiu ir ar yra stacionarūs. Stacionarumo įvertinimui keliamos tos pačios hipotezės, kaip ir būsto kainų lygio nustatymo modelio. Tolimesnėje santykinių rodiklių analizėje bus vertinami tie veiksniai, kurie yra nestacionarūs;
2. Tikrinamos *BKI*, *NBKI* ir palūkanų normos būstui, *BKI* ir *BVP* bei *BKI*, *DU* ir *VKI* kitimo tendencijos. Skaičiuojami santykiniai rodikliai, kurie lyginami su ilgalaikiu vidurkiu. Rodikliui peržengus 20 proc. vidurkio ribą fiksuojamas netvarus būsto kainų augimas ir nekilnojamojo turto burbulo formavimasis:

- 2.1. Būsto kainų indekso įvertinto su palūkanų normos būstui santykis su būsto nuomos kainų indeksu. Apskaičiuojamas remiantis Tsai ir Lin'o (2022) pasiūlyta formule (3.2):

$$BKI/NBKI = \frac{BKI * \text{palūkanų norma būstui}}{NBKI}; \quad (3.2)$$

- 2.2. Būsto kainų indekso ir darbo užmokesčio indekso santykis (3.3):

$$BKI/DU = \frac{BKI}{DU}; \quad (3.3)$$

- 2.3. Būsto kainų indekso ir vartotojų kainų indekso santykis (3.4):

$$BKI/VKI = \frac{BKI}{VKI}; \quad (3.4)$$

Tyrimas užbaigiamas visų tirtų metodų apibendrinimu, nekilnojamojo turto burbulo laikotarpio susiformavimo aptikimo, įvertinant dauguma metodų aptikimą laikotarpį ir rekomendacijų pateikimo. Tyrimo eigos apibendrinimas pateiktas lentelėje (žr. 4 lentelė).



**4 lentelė.** Tyrimo eiga (sudaryta autorės)

Taikomas metodas	Tiriamas veiksnys	Tyrimo eiga
<b>1. Būsto kainų lygio nustatymo modelis</b>		
1.1. Statistinių rodiklių įvertinimas	Būsto kainų ir būsto nuomos kainų indeksai	Statistinių rodiklių: vidurkis; mediana; maksimali, minimali reikšmės; standartinis nuokrypis; asimetrijos koeficientas; ekscesas, vertinimas
1.2. Būsto kainų lygio stacionarumo vertinimas	Būsto kainų indeksas	1.2.1. Linijinio grafiko analizė
		1.2.2. Korelogramos analizė
		1.2.3. Stacionarumo vertinimas ADF, PP, KPSS testų pagalba
		1.2.4. Nekilnojamojo turto burbulų aptikimas SADF testo pagalba
		1.2.5. Kritinių lūžio taškų aptikimas ADF testo pagalba
<b>2. Paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių tyrimas</b>		
2.1. Atsirinktų veiksnių koreliacinė analizė	Visi tyrimui atlikti metodikoje išvardyti veiksniai	2.1.1. Koreliacinė analizė su priklausomu kintamuoju – būsto kainų indeksu sudarymas
		2.1.2. Veiksnių atranka, kai koreliacija > 0,7 su būsto kainų indeksu
2.2. Daugialypės tiesinės regresijos lygties sudarymas	Veiksniai, kurių koreliacija su BKI > 0,7	2.2.1. Daugialypės tiesinės regresijos lygties veiksnių atranka – šalinami tie veiksniai, kurių tikimybė viršija reikšmingumo lygį 5 proc.
		2.2.2. Iš gautų duomenų sudaroma daugialypė tiesinė regresijos lygtis $Y=C+C(1)*X1+C(2)*X2+...+C(n)*Xn$
		2.2.3. Daugialypė tiesinė regresijos lygtis lyginama su realiais būsto kainų indekso duomenimis, neatitikimai rodo netvarų būsto kainų augimą
<b>3. Rodiklių analizės modelis</b>		
3.1. Atsirinktų veiksnių statistinių rodiklių ir stacionarumo vertinimas	Būsto kainų, būsto nuomos kainų, bendro vidaus produkto, palūkanų normos būstui, vartotojų kainų ir darbo užmokesčio indeksai	3.1.1. Statistinių rodiklių: vidurkis; mediana; maksimali, minimali reikšmės; standartinis nuokrypis; asimetrijos koeficientas; ekscesas, vertinimas
		3.1.2. Stacionarumo vertinimas ADF testo pagalba
3.2. Būsto kainos ir nuomos indeksų santykio kitimo analizė	Būsto kainų, būsto nuomos kainų indeksų ir palūkanų norma būstui	3.2.1 Būsto kainų, būsto nuomos kainų ir palūkanų normos būstui indeksų kitimo tendencijos analizė
		3.2.2. Būsto kainos įvertintos su palūkanų norma būstui santykio su būsto nuomos kainų indeksu analizė ir palyginimas su ilgalaikiu vidurkiu
3.3. Būsto kainos ir BVP indeksų kitimo analizė	Būsto kainos ir BVP indeksai	Būsto kainos ir BVP indeksų kitimo analizė
3.4. Būsto kainos ir darbo užmokesčio indeksų ir būsto kainos ir vartotojų kainų indeksų santykių analizė	Būsto kainų, darbo užmokesčio, vartotojų kainų indeksai	3.4.1. Būsto kainų, darbo užmokesčio ir vartotojų kainų indeksų kitimo analizė
		3.4.2. Būsto kainų ir darbo užmokesčio santykio analizė ir palyginimas su ilgalaikiu vidurkiu
		3.4.3. Būsto kainų ir vartotojų kainų indeksų santykio analizė ir palyginimas su ilgalaikiu vidurkiu
<b>4. Tyrimo rezultatų apibendrinimas</b>		

## 4. Investicijų į nekilnojamąjį turtą poveikio burbulų formavimuisi Lietuvoje ir Švedijoje empirinis tyrimas

### 4.1. Būsto kainų lygio nustatymo modelio tyrimas

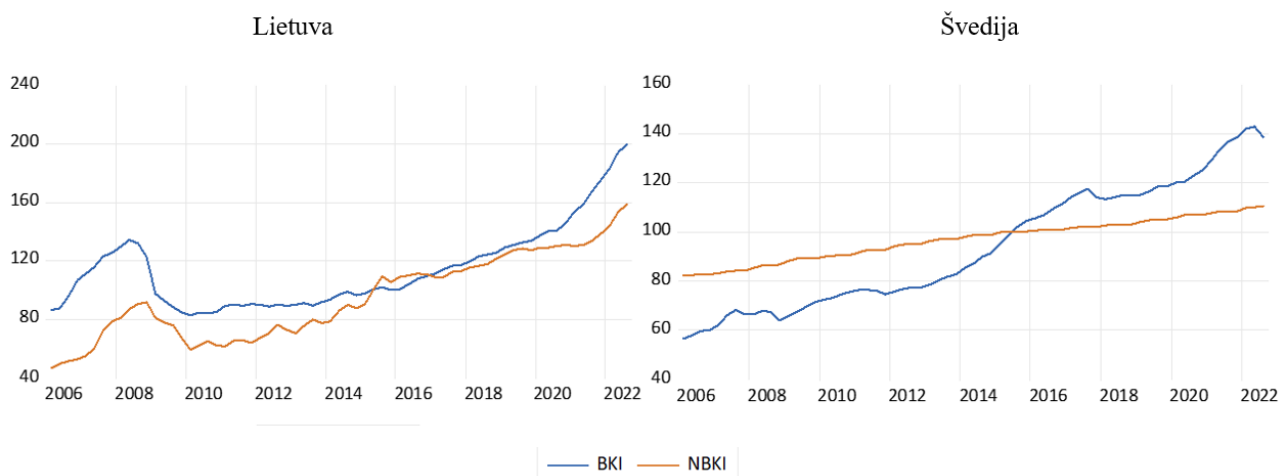
#### 4.1.1. Būsto kainų lygio įvertinimas remiantis statistiniais rodikliais

Siekiant nustatyti būsto kainų lygį, visų pirma įvertinami būsto kainų indekso (BKI) ir būsto nuomos kainų indekso (NBKI) statistiniai rodikliai ir jų laiko eilučių kitimo tendencijos Lietuvoje ir Švedijoje nuo 2006 m. I ketv. iki 2022 m. III ketv. Statistiniai BKI ir NBKI rodikliai pateikti lentelėje (žr. 5 lentelė).

**5 lentelė.** Statistiniai Lietuvos ir Švedijos būsto kainų ir nuomos kainų indeksų rodikliai (sudaryta autorės)

Rodikliai	Lietuva		Švedija	
	BKI	NBKI	BKI	NBKI
Vidurkis	113,96	94,58	93,89	96,89
Mediana	106,78	90	87,07	98,75
Maksimali reikšmė	199,7	158,84	142,86	110,36
Minimali reikšmė	82,75	46,75	56,39	82,38
Standartinis nuokrypis	27,95	28,85	25,24	8,27
Asimetrijos koeficientas	1,21	0,24	0,3	-0,23
Ekscesas	4,04	1,94	1,77	1,91

Analizuojant statistinius rodiklius matoma, kad Lietuvos BKI vidurkis yra didžiausias, jį lyginant su Lietuvos NBKI ir Švedijos BKI ir NBKI. Tai rodo, kad Lietuvoje būsto kainos, analizuojamu laikotarpiu, kito daugiausiai, nors lyginant Lietuvos ir Švedijos ekonomikas, Švedijoje bendras kainų lygis, BVP ir darbo užmokestis yra didesnis, kas rodo, kad bendrai Švedija yra turtingesnė šalis, nei Lietuva, todėl galima teigti, kad nekilnojamojo turto kainos Lietuvoje yra pervertintos. Tai patvirtina ir maksimali BKI reikšmė, kurioje matoma, kad maksimali BKI reikšmė Lietuvoje siekė 199,7, kai Švedijoje ši reikšmė siekė 142,86. Taip pat matoma, kad mediana Lietuvos yra didesnė, nei Švedijos BKI, kas taip pat rodo, kad tuo pačiu laikotarpiu, Lietuvoje BKI buvo didesnis ir buvo pervertintas. Standartinis nuokrypis, kuris matuoja riziką ir svyravimus nuo vidurkio rodo, kad Lietuvos NBKI ir BKI yra rizikingesni ir labiau svyruojantys, nei Švedijos BKI ir NBKI. Asimetrijos koeficientas Lietuvoje rodo, kad BKI ilgiau vyravo didesnės kainos, nei BKI vidurkis. Lietuvos NBKI, Švedijos BKI ir NBKI reikšmės arti 0, kas rodo, kad šių indeksų histogramos grafikas arti simetrijos, Lietuvos NBKI ir Švedijos BKI reikšmės ilgiau buvo didesnės, nei vidurkis, o Švedijos NBKI – reikšmės ilgiau mažesnės nei vidurkis. Ekscesas rodo, kad visų analizuojamų indeksų tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje, duomenų sklaida apie vidurkį yra mažesnė, nei normalus skirstinys. Rezultatai rodo, kad Lietuvos BKI ekscesas yra didžiausias, o tai rodo, kad ten BKI kainos buvo didžiausios ir labiausiai nutolusios nuo vidurkio. Bendrai statistiniai rezultatai rodo, kad BKI ir NBKI labiausiai nepastovūs Lietuvoje. Tai gali patvirtinti ir linijiniai grafikai, kurie pateikti paveiksle (žr. 7 pav.).



**7 pav.** Lietuvos ir Švedijos būsto kainų ir būsto nuomos kainų indeksų kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

Iš paveikslų matoma, kad Lietuvoje tiek BKI, tiek NBKI kito panašiu tempu. Laikotarpyje iki 2015 m. III ketv. BKI buvo didesnis, nei NBKI, laikotarpyje nuo 2015 m. IV ketv. iki 2017 m. III ketv., nuomos kainos indekso vertė viršijo būsto kainos indekso vertę, kas rodo, kad būsto kainų vertė buvo nukritusi, o nuomos kainos Lietuvoje labai išaugusios. Nuo 2017 m. IV ketv. iki 2022 m. III ketv. būsto kainų indeksas vėl išaugo ir viršijo nuomos kainų indeksą. Švedijoje matoma kiek kitokia situacija. Švedijoje BKI turėjo tendenciją augti su nedideliais svyravimais, o NBKI augo visą analizuojamą laikotarpį ir didelių svyravimų nematyti, būtent todėl Švedijos NBKI rizika ir buvo mažiausia, kadangi visą laikotarpį buvo arčiausiai vidurkio. Pastebima, kad laikotarpyje nuo tyrimo pradžios iki 2015 m. I ketv., nuomos kainos Švedijoje buvo didesnės, nei būsto kainos, todėl šitame laikotarpyje Švedijoje labiau apsimokėjo būstą įsigyti, nei nuomotis. Nuo 2015 m. II ketv. būsto kainų indeksas viršijo nuomos kainų indeksą, tai rodo, kad Švedijoje būsto kainos pradėjo augti sparčiau, nei nuomos kainos. Paveiksle pateikti linijiniai grafikai rodo, kad BKI tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje kito netolygiai, skirtingai nei NBKI, kuris Švedijoje kito tolygiai. Taip pat paveikslas rodo, kad finansinė krizė 2007–2009 m. neturėjo didelės įtakos Švedijos būsto kainų pokyčiams. BKI Švedijoje buvo išaugęs, tačiau po krizės augimas nemažėjo ir indekso vertės toliau augo.

#### 4.1.2. Būsto kainų lygio stacionarumo vertinimas

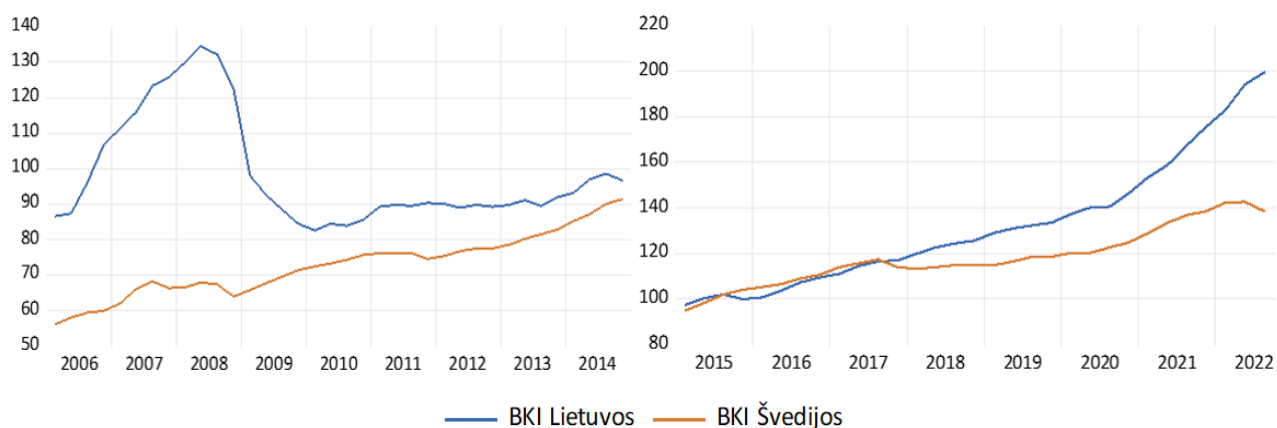
Siekiant iširti nekilnojamojo turto burbulų susidarymo galimybę šiuo laikotarpiu, taikomas esamosios vertės modelis. Visų pirma tiriami BKI pokyčiai tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje ir įvertinama ar duomenys yra stacionarūs. Stacionarumas preliminariai bus įvertintas remiantis grafikų linijinėmis diagramomis ir korelograma, stacionarumui tikrinti naudojami trys vienetinių šaknų metodai – apibendrintas Dikio ir Fulerio (ADF), Perono ir Filipso (PP) ir Kvaitovskio, Filipso, Šmidto ir Šino (KPSS). Būtent šiuos testus savo tyrime naudojo ir autorius Bago ir kt. (2021), o ADF testą stacionarumui įvertinti naudojo autorė Oikarinen (2009). Vertinant stacionarumą, buvo iškeltos dvi hipotezės:

- $H_0$  – laiko eilutė yra nestacionari;
- $H_1$  – laiko eilutė yra stacionari.

$H_0$  hipotezė atmetama, kai vienetinių šaknų testų ADF ir PP rezultatas rodo, kad tikimybės reikšmė yra mažesnė, nei 5 proc., o KPSS testo atveju yra tikrinama testo statistika, kuri, jeigu yra mažesnė, nei 5 proc. reikšmingumo reikšmė, tai duomenys stacionarūs.

Tyrime tiek Lietuvos, tiek Švedijos BKI laiko eilutė padalinta į dvi dalis, t.y. 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. Kiekvienas laikotarpis bus vertinamas linijiniu grafiku, korelograma ir jau minėtais trimis testais (ADF, PP ir KPSS) ir taikant tris modelius – modelį be poslinkio ir trendo, modelį su poslinkiu ir modelį su poslinkiu ir trendu. Visais atvejais keliamos tos pačios hipotezės.

Visų pirma tiriama Lietuvos ir Švedijos BKI laiko eilutės ir jų kitimo tendencija. Linijiniai grafikai abiem laikotarpiais pateikti paveiksle (žr. 8 pav.).



**8 pav.** Lietuvos ir Švedijos būsto kainų indeksų kitimo tendencija dviem laikotarpiais – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (sudaryta autorės)

Iš paveikslo matoma, kad abiem laikotarpiais, BKI laiko eilutės linijinis grafikas rodo, kad laiko eilutė tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje gali būti su trendu, kadangi duomenys keičiasi nepastoviai pirmu laikotarpiu, o antru laikotarpiu turi tendenciją augti. Paveikslo pirmajame grafike matoma, kad Lietuvos BKI turėjo tendenciją augti iki 2008 m. IV ketv., o laikotarpyje nuo 2009 m. I ketv. iki 2010 m. III ketv. BKI pradėjo kristi. Skirtingai nei Švedijos BKI, kuris analizuojamu laikotarpiu augo iki 2008 m. III ketv. (su nežymiu kritimu 2007 m. III ketv.) ir 2008 m. IV ketv. nežymiai BKI nukritus, jis nemažėjo ir toliau, kaip Lietuvoje, tačiau augo, kas rodo, kad po finansinės krizės, būsto kainos taip stipriai nenukrito, kaip Lietuvoje. Linijinis grafikas rodo, kad pirmuoju analizuojamu laikotarpiu Lietuvos BKI eilutė buvo nestacionari vidurkio atžvilgiu, kuris šiuo atveju yra 98,29, o Švedijos BKI eilutė taip pat nestacionari vidurkio atžvilgiu, kuris yra 72,79. Paveikslo antrajame grafike matoma, kad Lietuvos BKI ir Švedijos BKI augo tolygiai iki 2017 m. Po 2017 m. pastebima, kad Lietuvos BKI augo sparčiau nei Švedijos, o 2021 m. pab. Švedijos BKI, skirtingai nei Lietuvos, nežymiai nukrito, kas rodo lėtesnį būsto kainų augimą Švedijoje, nei Lietuvoje. Iš antrojo analizuojamo periodo pastebima, kad tiek Lietuvos, tiek Švedijos BKI laiko eilutės taip pat yra nestacionarios vidurkio atžvilgiu (vidurkiai atitinkamai 132,15 ir 142,86). Aukščiausia BKI reikšmė Lietuvoje buvo 2022 m. III ketv. ir siekė 199,7, o Švedijoje 2022 II ketv. ir siekė 142,86. Skirtingai, nei Lietuvos BKI, Švedijoje BKI neturėjo tokio stipraus būsto kainų šuolio per ekonominę krizę 2008 m., ir taip pat neturėjo tokio žymaus būsto kainų indekso kritimo, koks buvo Lietuvoje 2009 m. IV ketv.–2010 m. IV ketv., kai BKI reikšmė Lietuvoje buvo mažesnė, nei 2006 m. I ketv.

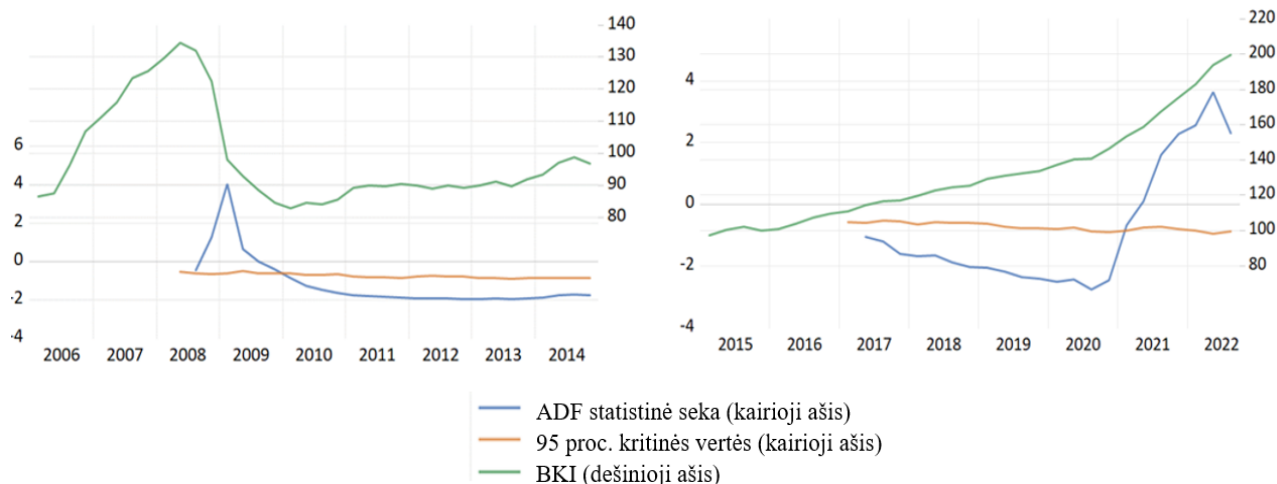
Ištyrus Lietuvos (žr. 5 priedą) ir Švedijos (žr. 6 priedą) BKI laiko eilutės korelogramas gautos vienodos išvados. Tiek pirmuoju, tiek antruoju laikotarpiu, galima pastebėti, kad laiko eilutėse gali egzistuoti trendas, kadangi pirmoji korelogramos autokoreliacijos eilutė yra didžiausia. Taip pat iš

korelogramos galima daryti išvadą, kad laiko eilutės yra nestacionarios, kadangi jos yra išėjusios už punktyrinių linijų, o tikimybės reikšmė visais atvejais yra mažesnė nei 5 proc.

Preliminariai įvertinus stacionarumą iš linijinio grafiko ir korelogramos, dabar galima įvertinti stacionarumą ADF, PP ir KPSS testų pagalba tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje. Visa tyrimo eiga, taikant skirtingus testus ir skirtingus tris modelius – modelį be poslinkio ir trendo, modelį su poslinkiu ir modelį su poslinkiu ir trendu, pateikti prieduose (Lietuvos žr. 7 priedą, Švedijos žr. 8 priedą). Galutiniai rezultatai – tikimybių reikšmės (ADF ir PP testo atveju) ir testo statistika (KPSS testo atveju) pateikiami priede (žr. 9 priedą).

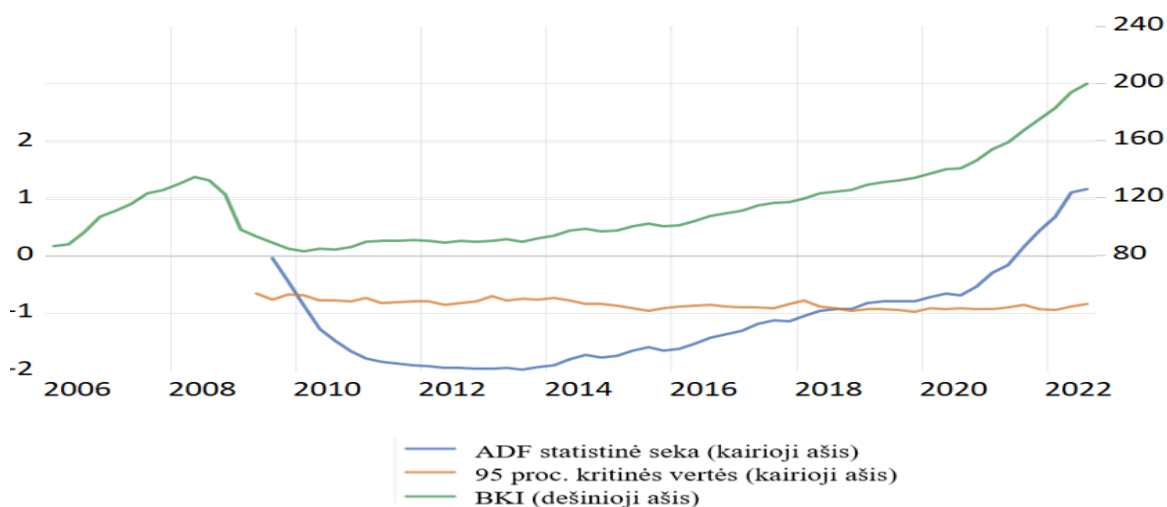
Atlikus tyrimą matoma (žr. 9 priedą), kad testai ADF ir PP, visais modelio tipais, abiem laikotarpiais parodė, kad Lietuvoje ir Švedijoje BKI laiko eilutės buvo nestacionarios, kadangi tikimybės reikšmė, buvo didesnė, nei 5 proc. Todėl šiuo atveju galima priimti nulinę hipotezę. BKI laiko eilutės nestacionarumas rodo, kad abiem laikotarpiais būsto kainų indeksas nebuvo pastovus, todėl abiem laikotarpiais galėjo egzistuoti būsto kainų burbulas. KPSS testas Lietuvoje parodė priešingą rezultatą pirmuoju laikotarpiu, kuriame matoma, kad KPSS testo statistikos reikšmė tiek su poslinkiu, tiek su poslinkiu ir trendu yra mažesnė, nei 5 proc. apskaičiuota testo reikšmė (atitinkamai  $0,28701 < 0,4630$  ir  $0,0898 < 0,146$ ), o tai leidžia teigti, kad BKI laiko eilutė, remiantis KPSS testo rezultatais yra stacionari. Antruoju laikotarpiu KPSS testas tiek su poslinkiu, tiek su poslinkiu ir trendu, parodė, kad laiko eilutė yra nestacionari, kadangi KPSS testo statistikos reikšmė yra didesnė, nei 5 proc. apskaičiuota testo reikšmė (atitinkamai  $0,699 > 0,463$  ir  $0,1719 > 0,146$ ). KPSS testo rezultatas Švedijoje taip pat parodė skirtingą rezultatą. Taikant KPSS testą su poslinkiu, prieita prie išvados, kad laiko eilutė yra nestacionari, kadangi testo statistikos reikšmė yra didesnė, nei 5 proc. testo apskaičiuota reikšmė ( $0,7217 > 0,463$ ). Tačiau antruoju KPSS modelio tipu, su poslinkiu ir trendu, pastebėta, kad laiko eilutė tampa stacionaria, kadangi modelio testo statistikos reikšmė yra mažesnė, nei 5 proc. apskaičiuota testo reikšmė ( $0,0787 < 0,146$ ). Antruoju laikotarpiu KPSS testo rezultatas, kaip ir pirmuoju laikotarpiu, parodė skirtingą rezultatą su poslinkiu ir su poslinkiu ir trendu. Taikant KPSS testą su poslinkiu, galima daryti išvadą, kad laiko eilutė yra nestacionari, kadangi testo statistikos reikšmė buvo didesnė, nei 5 proc. testo apskaičiuota reikšmė ( $0,6853 > 0,463$ ), tačiau vertinant su poslinkiu ir trendu pastebėta, kad testo statistikos reikšmė tampa mažesne, nei 5 proc. testo apskaičiuota reikšmė ( $0,1161 < 0,146$ ), o tai leidžia teigti, kad BKI laiko eilutė šiuo testo atveju, su poslinkiu ir trendu, yra stacionari. Tokie testo rezultatai neleidžia prieiti prie bendros išvados, tačiau atsižvelgiant ne tik į testo rezultatus, bet ir į korelogramą bei linijinį grafiką, galima teigti, kad BKI laiko eilutės abiem laikotarpiais yra nestacionarios ir gali egzistuoti būsto kainų burbulas.

Taikant SADF testą, kurį savo tyrime taikė autoriai Tsai ir Lin'as, (2022), galima aptikti konkrečius būsto kainų netvarius augimo laikotarpius, kas gali signalizuoti nekilnojamojo turto burbulo susiformavimą. Ankščiau atliktas tyrimas ADF, PP ir KPSS metodais parodė, kad laiko eilutės abiem laikotarpiais yra nestacionarios, o tai jau rodo, kad būsto kainos kito nestabiliai ir netvariai. SADF testo rezultatai Lietuvoje, pateikti paveiksle (žr. 9 pav.).



**9 pav.** Lietuvos būsto kainų indekso SADF testo rezultatai dviem laikotarpiais – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (sudaryta autorės)

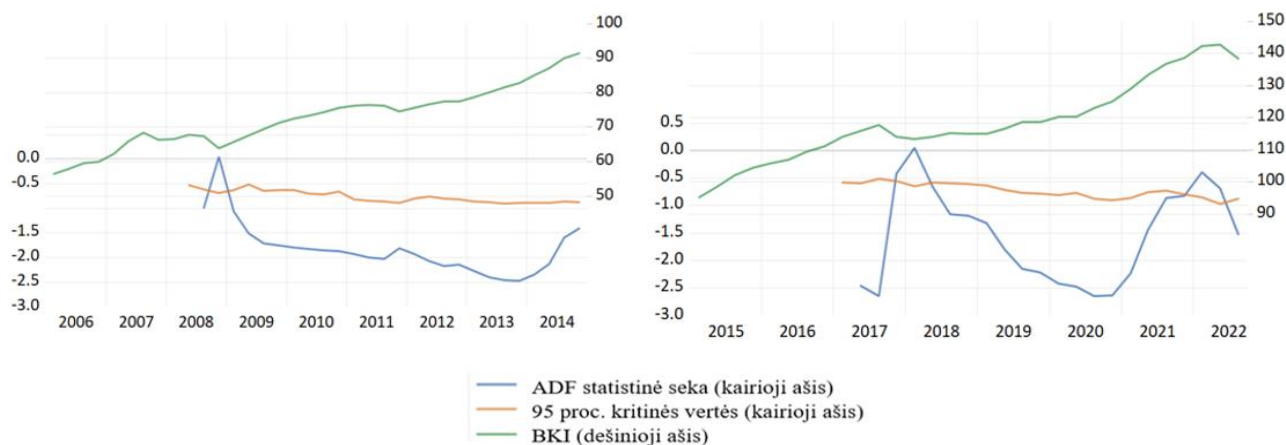
Paveiksle dešinėje ašyje matomos atitinkamos BKI reikšmės (žalia spalva) dviem skirtingais tiriamais laikotarpiais (pirmas paveikslo grafikas – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir antras paveikslo grafikas 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv.), kairėje ašies pusėje matomas ADF statistinė seka (mėlyna spalva) ir 95 proc. kritinių verčių seka (oranžinė spalva). Laikoma, kad egzistuoja nekilnojamojo turto burbulas, kai ADF statistinė seka viršija 95 proc. kritinių verčių seką. Pirmajame paveikslo grafike matoma, kad nekilnojamojo turto burbulas, remiantis SADF testo statistika Lietuvoje, egzistavo nuo 2008 m. I ketv. iki 2009 m. II ketv. Antrajame laikotarpyje matoma, kad nekilnojamojo turto burbulas susiformavo 2020 m. II ketv. ir egzistuoja iki tyrimo laikotarpio pabaigos, t.y. 2022 m. III ketv. Remiantis ekonominiais ir kitais istoriniais pasaulio duomenimis, nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo pradžios sutampa su įvairiais ekonominiais nuosmukiais pasaulyje, t.y. finansine krize 2007–2009 m., 2019 m. prasidėjusia COVID-19 pandemija ir įvairiais kitais ekonominiais nuosmukiais, kurie tęsiasi, nuo pandemijos pradžios (Naftos krizė, Rusijos invazija į Ukrainą ir pan.). Viso tiriamojo laikotarpio 2006 m. I ketv.–2022 m. III ketv. SADF testas pateikiamas paveiksle (žr. 10 pav.)



**10 pav.** Lietuvos būsto kainų indekso SADF testo rezultatai 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

SADF testas taikytas visam tiriamam laikotarpiui su didesne duomenų imtimi, nei buvo atliktas tyrimas, parodė, kad nekilnojamojo turto burbulas pradėjo formotis ne 2020 m. III ketv., o 2018 m. III ketv. Laikoma, kad ilgesnis tiriamas periodas gali parodyti tikslesnius nekilnojamojo turto burbulo susiformavimo epizodus ir jų epizodų pradžią.

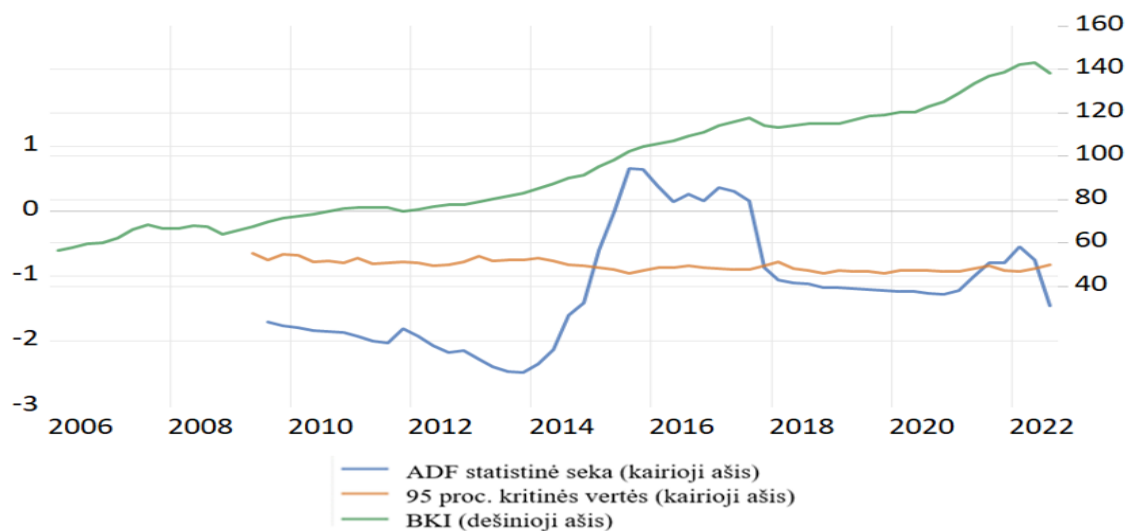
SADF testo rezultatai Švedijoje, taip pat leido aptikti netvarius būsto kainų augimo laikotarpius, kas gali signalizuoti nekilnojamojo turto burbulo susiformavimo pradžią. Šio testo rezultatai pateikti paveiksle (žr. 11 pav.).



**11 pav.** Švedijos būsto kainų indekso SADF testo rezultatai dviem laikotarpiais – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. (sudaryta autorės)

Paveiksle dešinėje ašyje matomos atitinkamos BKI reikšmės (žalia spalva) dviem skirtingais tiriamais laikotarpiais (pirmas paveikslo grafikas – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir antras grafikas 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv.). Laikoma, kad egzistuoja nekilnojamojo turto burbulas, kai ADF statistinė seka viršija 95 proc. kritinių verčių seką. Pirmajame paveikslo grafike matoma, kad nekilnojamojo turto burbulas, remiantis SADF testo statistika, egzistavo nuo 2008 m. I ketv. iki 2008 m. III ketv. Antrajame laikotarpyje matomi du neilgi nekilnojamojo turto burbulų epizodai, tai pirmasis 2017 m. II ketv.–2017 m. III ketv. ir 2021 m. II ketv.–2021 m. IV ketv. Remiantis ekonominiais ir kitais istoriniais pasaulio duomenimis, nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo pradžia pirmajame tirtame laikotarpyje sutampa su finansine krize 2007–2009 m. Švedijoje užfiksuoti nekilnojamojo turto burbulų epizodai truko tik 2–3 ketvirčius, kas rodo, kad Švedijos ekonomika yra gana tvirta ir ji geba susitvarkyti su išaugusiomis nekilnojamojo turto kainomis ir greitai aptikti ir suvaldyti grėšiantį nekilnojamojo turto burbulo susiformavimą. Viso tiriamojo laikotarpio 2006 m. I ketv.–2022 m. III ketv. SADF testas pateikiamas paveiksle (žr. 12 pav.).





**12 pav.** Švedijos būsto kainų indekso SADF testo rezultatai 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

SADF testas taikytas visam tiriamam laikotarpiui su didesne duomenų imtimi parodė kitokį rezultatą, nei tiriant du laikotarpius atskirai, to priežastis, duomenų skėlimas per pusę, būtent tuo laikotarpiu, kuriame SADF testas parodė nekilnojamojo turto burbulą susiformavimą Švedijoje, kuris prasidėjo 2014 m. I ketv. ir tęsėsi iki 2017 m. IV ketv. Tai ilgiausias užfiksuotas nekilnojamojo turto burbulas Švedijoje per tiriamąjį laikotarpį. Taip pat tyrimas ilguoju periodu parodė, kad kito aptikto nekilnojamojo turto burbulą epizodo pradžia, ne 2021 m. II ketv., o 2020 m. IV ketv. Pastebima, kad pasibaigus nekilnojamojo turto burbului Švedijoje, pradeda formuotis nekilnojamojo turto burbulas Lietuvoje (2018 m. III ketv.), kas gali signalizuoti užkrečiamumo efektą. Remiantis Gomez-Gonzalez’as ir kt. (2018), nekilnojamojo turto plitimas tarp šalių pasireiškia, kai stipresnėje ekonomikos šalyje susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas ima plisti į kitas, silpnesnę ekonomiką turinčias šalis. Prieita prie išvados, kad mažos atviros ekonomikos valstybės turėtų svarstyti galimybę įgyvendinti laikiną kapitalo kontrolę, kad galėtų išvengti ir apriboti žalingus veiksmus, kuriuos gali sukelti stipresnę ekonomiką turinčios šalys.

Naudojant ADF testą, taip pat buvo įvertinti kritiniai BKI lūžio taškai abiem Lietuvos ir Švedijos tirtais laikotarpiais. BKI lūžio taškų grafikai pateikti priede (žr. 10 priedą). Tyrimui pasirinkta naudoti F-stastikos metodą ir pasirinkta, kad kritinės reikšmės, tai Dikio Fulerio (ADF testo) minimali t-statistikos reikšmė. Šis metodas padeda nustatyti svarbius lūžio taškus, kurie paprastai gali būti susiję su makroekonominiais kintamųjų sukrėtimais. Tyrimas nustatė, kad kritinis lūžio taškas Lietuvoje pirmuoju laikotarpiu buvo 2008 m. IV ketv., kai būsto kainos indeksas buvo didžiausias, tačiau 2009 I ketv. pradėjo kristi ir nukrito 24,6 punktais (20 proc.). Šis kritinis taškas sutampa su SADF testo gautais rezultatais, kuris parodė, kad būtent tuo laikotarpiu egzistuoja nekilnojamojo turto burbulas Lietuvoje. Šiuo laikotarpiu būsto kainos tiek Lietuvoje, tiek visame pasaulyje buvo stipriai išaugusios. Antruoju laikotarpiu kritinis lūžio taškas Lietuvoje nustatytas 2020 m. IV ketv., kas taip pat sutampa su SADF testo rezultatais, kurie rodė, kad būtent šiuo laikotarpiu egzistuoja nekilnojamojo turto burbulas Lietuvoje. Tyrimas Švedijos atveju nustatė, kad kritinis lūžio taškas pirmuoju laikotarpiu buvo 2014 m. II ketv. Antruoju laikotarpiu kritinis lūžio taškas pasiektas 2020 m. IV ketv. Švedijos atveju pastebima, kad kritiniai lūžio taškai sutampa su SADF testo rezultatais ir rodo būtent Švedijoje susiformavusių nekilnojamojo turto burbulų epizodų pradžią. Tyrimas parodė, kad pirmuoju laikotarpiu Lietuvos ir Švedijos ADF kritiniai taškai nesutapo. Pirmojo laikotarpio kritinis taškas Lietuvoje yra susijęs su finansine krize, per kurią labai stipriai buvo išaugusios kainos



Lietuvoje. Nors SADF testas rodo, kad Švedijoje taip pat buvo nežymus būsto kainų burbulas per ekonominę krizę, jos kritinis taškas pirmuoju laikotarpiu aptiktas 2014 m. II ketv., kas rodo, SADF testo pagalba, aptiktą žymiai ilgesnį nekilnojamojo turto burbulą Švedijoje. Antruoju tirtu laikotarpiu tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje, sutapo kritinių taškų laikotarpis – 2020 m. IV ketv. Galima teigti, kad prie kritinio 2020 m. IV ketv. lūžio Lietuvoje ir Švedijoje galėjo prisidėti 2020 m. įvykęs ekonominis šokas, kurį sukėlė 2019 m. prasidėjusi COVID-19 pandemija. Dėl šios pandemijos buvo apribota dalis įmonių veiklų, todėl buvo fiksuojamas pajamų praradimas, tai taip pat prisidėjo prie nedarbo išaugimo ir paskolų savininkų galimybių laiku vykdyti savo finansinius įsipareigojimus. Šios pandemijos padariniai taip pat susiję ir su nekilnojamojo turto rinka, kadangi stipriai buvo apribota statybų veikla, o nekilnojamojo turto kainos tuo metu buvo nestabilios. Nestabiliomis kainomis naudojami ir investuotojai, kurie spekuliaciniais tikslais pardavinėjo nekilnojamąjį turtą brangiau, taip keldami ir viso nekilnojamojo turto kainas.

Apibendrinant gautus rezultatus pastebima, kad tiek Lietuvos, tiek Švedijos BKI laiko eilutė abiem tirtais laikotarpiais (2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv.) buvo nestacionari. Prie nestacionarumo išvados prieita remiantis linijiniu grafiku, korelograma ir ADF, PP ir KPSS testų rezultatais. Taikant SADF ir ADF kritinių taškų testus aptikti konkretūs nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo epizodai. SADF testo pagalba, tiriant Lietuvos BKI dviem laikotarpiais, buvo aptikti du nekilnojamojo turto burbulų epizodai – 2008 m. I ketv.–2009 m. II ketv. ir 2020 m. IV ketv. iki tyrimo pabaigos. Ištyrus BKI visu analizuojamu laikotarpiu 2006 m. I ketv.–2022 m. III ketv., SADF testo pagalba pastebėta, kad antro burbulų susiformavimo pradžia siejama su 2018 m. III ketv. SADF testo pagalba Švedijoje aptikti trys nekilnojamojo turto epizodai, tačiau jie žymiai trumpesni, nei aptikti Lietuvoje – 2008 m. I ketv.–2008 m. III ketv., 2017 m. II ketv.–2017 m. III ketv. ir 2021 m. II ketv.–2021 m. IV ketv. Ištyrus BKI visu analizuojamu laikotarpiu, SADF testo pagalba aptiktas dar vienas, ilgesnis nekilnojamojo turto burbulas nuo 2014 m. I ketv. iki 2017 m. IV ketv., ko neparodė tyrimas atliktas dviem atskirais laikotarpiais. Taip pat tyrimas ilguoju periodu parodė, kad kito aptikto nekilnojamojo turto burbulų epizodo pradžia, ne 2021 m. II ketv., o 2020 m. IV ketv. Lyginant Lietuvą su Švedija, tyrimas parodė, kad tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje per ekonominę krizę egzistavo nekilnojamojo turto burbulas, tačiau Švedijoje jis buvo žymiai trumpesnis. Pastebima, kad pasibaigus nekilnojamojo turto burbului Švedijoje (2017 m. IV ketv.), pradeda formotis nekilnojamojo turto burbulas Lietuvoje (2018 m. III ketv.), kas gali signalizuoti ir užkrečiamumo efektą, kuris pasireiškia, kai stipresnėje ekonomikos šalyje susiformavęs burbulas paveikia silpnesnę ekonomiką turinčias šalis. Taip pat rezultatai rodo, kad COVID-19 pandemijos laikotarpiu, aptikti nekilnojamojo turto burbulai tiek Švedijoje, tiek Lietuvoje rodo, kad COVID-19 pandemijos laikotarpiu kainos kilo ir šiuo metu vis dar kyla, nepaisant susidariusios pasaulinės recesijos. Tuo naudojami ir investuotojai, kurie spekuliaciniais tikslais kelia nekilnojamojo turto kainas. Tyrimas patvirtina autorių Bago ir kt. (2021) tyrimą, kad COVID-19 pandemijos laikotarpiu susiformavę būsto kainų burbulai paaštrino spekuliacinių būsto burbulų susiformavimą. Siekiant palyginti rezultatus, gautus atlikus šį tyrimą, reikia atlikti tolimesnę duomenų analizę ir tolimesnius tyrimus.

#### **4.2. Paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių tyrimas**

Siekiant iširti, kokie fundamentalieji veiksniai veikia Lietuvos ir Švedijos nekilnojamojo turto kainą, remiantis Bourassa ir kt. (2019), Njoroge ir kt. (2018), Liu ir kt. (2017), Tupėnaitė ir Kanapeckienė (2009), Dreger'u ir Kholodilin'u (2011) ir Malović'u ir kt. (2021), atsirinkti veiksniai, kuriuos autoriai naudojo savo tyrimuose ir patikrinama, ar tie veiksniai veikia Lietuvos ir Švedijos

nekilnojamojo turto kainas. Tyrimui veiksniai buvo renkami nuo 2006 m. I ketv. iki 2022 m. III ketv. Iš atsirinktų veiksnių, galima sudaryti tokią daugialypę tiesinę regresijos lygtį (4.2.1), kurios pagalba bus galima tirti nekilnojamojo turto kainą:

$$BKI = C(1) + C(2) \times NBKI + C(3) \times STI + C(4) \times INF + C(5) \times NEDARB + C(6) \times GYVSK + C(7) \times BVP + C(8) \times STATLEID + C(9) \times DU + C(10) \times PNB + C(11) \times PASK + C(12) \times OMX + C(13) \times VKI; \quad (4.2.1)$$

čia *BKI* – būsto kainų indeksas, *C* – konstanta, *NBKI* – būsto nuomos kainų indeksas, *STI* – statybų kainų indeksas, *INF* – infliacijos indeksas, *NEDARB* – nedarbo lygio indeksas, *GYVSK* – gyventojų skaičiaus indeksas, *BVP* – bendro vidaus produkto indeksas, *STATLEID* – naujų gyvenamųjų namų statybos leidimų indeksas, *DU* – darbo užmokesčio indeksas, *PNB* – palūkanų normos būstui indeksas, *PASK* – suteiktų paskolų būstui indeksas, *OMX* – akcijų indeksų kainų indeksas, *VKI* – vartotojų kainų indeksas.

Remiantis Bourassa ir kt. (2019) ir Tupėnaitės ir Kanapeckienės (2009) tyrimais, kintamųjų pasirinkimas gali būti skirtingas ir nevienodai veikti skirtingų šalių būsto kainas, todėl siekiant įvertinti ar kintamasis daro įtaką tos šalies būsto kainoms, reikia atlikti koreliacinę – regresinę analizę. Koreliacinė analizė pateikta lentelėje (žr. 6 lentelė).

**6 lentelė.** Koreliacinė Lietuvos ir Švedijos kintamųjų analizė (sudaryta autorės)

<b>Veiksniai</b>	<b>Lietuva</b>	<b>Švedija</b>
Būsto kainų indeksas (BKI)	1,00	1,00
Būsto nuomos kainų indeksas (NBKI)	0,82	0,96
Statybų kainos indeksas (STI)	0,95	0,96
Infliacijos indeksas (INF)	-0,66	0,35
Nedarbo lygio indeksas (NEDARB)	-0,62	-0,04
Gyventojų skaičiaus indeksas (GYVSK)	-0,46	0,99
Bendro vidaus produkto indeksas (BVP)	0,85	0,91
Naujų gyvenamųjų namų statybų leidimų indeksas (STATLEID)	0,57	0,79
Darbo užmokesčio indeksas (DU)	0,90	0,92
Palūkanų norma būstui indeksas (PNB)	-0,23	-0,87
Suteiktų paskolų būstui indeksas (PASK)	0,75	0,99
OMX Akcijų indeksų kainų indeksas (OMX)	0,85	0,91
Vartotojų kainų indeksas (VKI)	0,70	0,94

Laikoma, kad priklausomas kintamasis yra būsto kainų indeksas (BKI), o nepriklausomi kintamieji kiti išvardyti lentelėje (žr. 6 lentelė). Atlikus koreliacinę analizę ir remiantis gautais rezultatais, į daugialypę tiesinę regresinę analizę įtraukiami tokie veiksniai, kurių koreliaciją su BKI yra didesnė nei 0,7. Analizuojant Lietuvą, į daugialypę tiesinę regresinę analizę nebus įtraukti tokie duomenys, kaip infliacijos indeksas, nedarbo lygio indeksas, gyventojų skaičiaus indeksas, naujų gyvenamųjų namų statybų leidimų indeksas ir palūkanų normos būstui indeksas. Į Švedijos daugialypę tiesinę regresinę analizę nebus įtraukti tokie duomenys, kaip infliacijos indeksas ir nedarbo lygio indeksas. Pastebima, kad neigiamai su būsto kainomis Lietuvoje koreliuoja būtent tie veiksniai, kurie į daugialypę tiesinę regresinę analizę nebus įtraukiami. Su Švedijos būsto kainomis neigiamai

koreliuoja palūkanų normos būstui indeksas ir nedarbo lygio indeksas ir taip pat pastebima, kad koreliacija BKI su nedarbo lygio indeksu yra labai maža. Pagal tai galima spręsti, kad palūkanų normai augant, būsto kainų indeksas turi priešinga priklausomybę, todėl ima mažėti, ir antraip. Statybų kainų indeksas, atitinkami OMX indeksai, darbo užmokesčio indeksas, BVP indeksas, būsto nuomos kainų indeksas tiek su Lietuvos būsto kainų indeksu, tiek su Švedijos būsto kainų indeksu koreliuoja gana stipriai ir stipriai veikia atsirinktų šalių būsto kainas. Atkreipiamas dėmesys į tai, kad Lietuvos būsto kainos neigiamai ir nestipriai (-0,46), koreliuoja su gyventojų skaičiaus indeksu, tačiau, Švedijos būsto kainos su tuo pačiu indeksu koreliuoja labai stipriai, kai koreliacija siekia beveik 1. Taip pat Lietuvos būsto kainų indeksas neigiamai, tačiau 0,6 punkto koreliuoja su nedarbo lygio indeksu, tačiau Švedijos būsto kainos su nedarbo lygio indeksu beveik nekoreliuoja.

Daugialypę tiesinę regresiją savo tyrime naudojo Njoroge ir kt. (2018). Siekiant įvertinti ar likę duomenys yra priklausomi nuo BKI, buvo vertinama prob. (tikimybės), Granger priežastingumo testo pagalba, reikšmė, kuri negali viršyti reikšmingumo lygio – 5 proc. Jeigu tikimybės reikšmė viršija 5 proc., tas veiksnys turi būti pašalinamas iš daugialypės tiesinės regresinės lygties. Reikšmingumo lygis 5 proc. nustatytas remiantis Njoroge ir kt. (2018) tyrimu. Lygtis vertinama naudojant autorių Bourassa ir kt. (2019) aprašytu Phillips'o ir Hansen'o (1990) mažiausio kvadrato modeliu. Viso modelio reikšmingumas vertinamas remiantis Fišerio statistika, kuri modelyje atvaizduojama, kaip Prob. (F-statistic). Siekiant įvertinti modelio reikšmingumą, reikšmingumo lygis taip pat buvo naudojamas 5 proc.

Atlikus daugialypę tiesinę regresiją Lietuvos atveju, iš daugialypės tiesinės regresijos lygties buvo pašalinti tokie veiksnys, kaip BVP, kadangi jo tikimybė viršijo 5 proc. reikšmingumo lygį. Testo eiga ir rezultatai pateikti priede (žr. 11 priedą). Galutiniai rezultatai ir gauti daugialypės tiesinės regresinės lygties koeficientai pateikti lentelėje (žr. 7 lentelė).

**7 lentelė.** Lietuvos būsto kainų indekso daugialypės tiesinės regresijos sudarymo rezultatai, kai koreliacija būsto kainų indekso su kintamaisiais > 0,7 (sudaryta autorės)

Veiksnys	Koeficientas	Tikimybė (Prob.)
C	-28,28211	0,0017
NBKI	-0,469126	0,0000
STI	2,577777	0,0000
DU	0,097549	0,0252
PASK	0,222995	0,006
OMX	0,067059	0,0230
VKI	-1,198445	0,0000
R kvadrato statistika		0,983041
Modelio tinkamumas (Fišerio statistika)		0,000000

Iš lentelės matoma, kad visas modelis atitinka nustatytą reikšmingumo lygį ir nėra už jį didesnis (Fišerio statistika < 0,05). Iš gauto regresinio tyrimo, galima įvertinti, koks bus būsto kainų indeksas skirtingu laikotarpiu ir kiek jis skirsis nuo realaus. Gauta daugialypė tiesinės regresijos lygtis (4.2.2):

$$BKI = - 28,2821124844 - 0,469125665107 \times NBKI + 2,5777772976 \times STI + 0,0975494656889 \times DU + 0,222995194144 \times PASK + 0,0670589967709 \times OMX - 1,19844455166 \times VKI; \quad (4.2.2)$$

Iš gautos daugialypės tiesinės regresijos, gauname koks būtų būsto kainų indeksas 2006 m. I ketv.–2022 m. III ketv., jį galime palyginti su realiu BKI. Rezultatai, pateikti priede (žr. 12 priedą). Pastebima, kad BKI gautas pagal modelį labai mažai skiriasi, nuo realaus BKI, to priežastis gali būti labai didelė R kvadrato statistikos reikšmė, kuri nusako modelio tikslumą. Pagal šį grafiką identifikuoti BKI nukrypimus nuo BKI gauto taikant modelį labai sudėtinga, todėl modelis pakoreguojamas ir į daugialypę tiesinę regresiją įtraukiami tik tie veiksniai, kurių koreliacija su BKI viršija 0,8. Todėl iš modelio dar yra pašalinami tokie veiksniai, kaip suteiktų paskolų būstui indeksas ir vartotojų kainų indeksas. Pakartotinai atliekame tyrimą taikydami Granger priežastingumo testą ir tikrindami veiksnius remiantis reikšmingumo lygiu – 5 proc. Testo rezultatai pateikti priede (žr. 13 priedą). Gauname, kad visų modelyje naudotų veiksnių tikimybės reikšmė yra mažesnė, nei 5 proc., todėl visi veiksniai yra tinkami naudoti sudarant daugialypę tiesinę regresijos lygtį. Gauti rezultatai pateikiami lentelėje (žr. 8 lentelė).

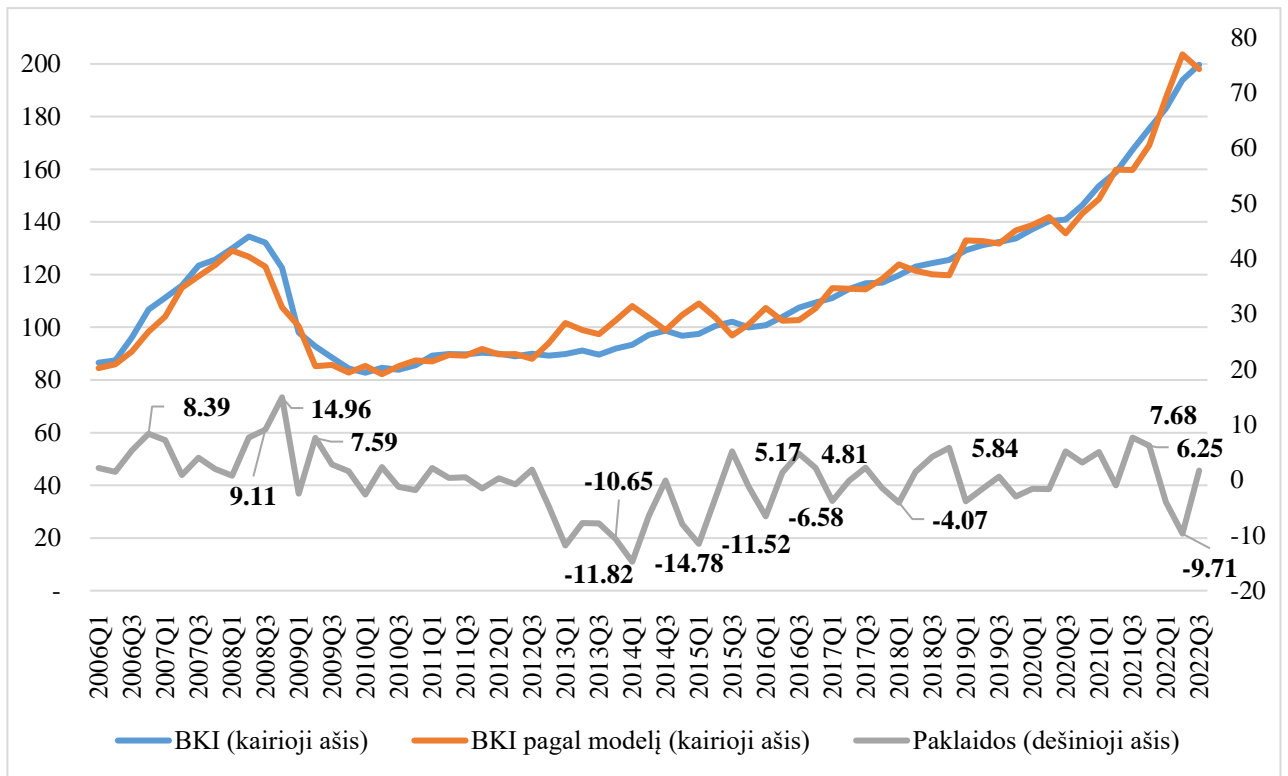
**8 lentelė.** Lietuvos būsto kainų indekso daugialypės tiesinės regresijos sudarymo rezultatai, kai koreliacija būsto kainų indekso su kintamaisiais > 0,8 (sudaryta autorės)

Veiksny	Koeficientas	Tikimybė (Prob.)
C	-96,76552	0,0000
NBKI	-0,461962	0,0000
STI	2,685098	0,0000
BVP	-0,497701	0,0000
DU	0,129241	0,0171
OMX	0,147745	0,0003
R kvadrato statistika		0,960991
Modelio tinkamumas (Fišerio statistika)		0,000000

Iš lentelės matoma, kad Fišerio statistika atitinka reikšmingumo lygį ir yra < 0,05, todėl modelis yra tinkamas naudoti. R kvadrato statistika yra lygi 0,961, nors yra pakankamai didelė, tačiau mažesnė, nei buvo modelio, kai buvo naudojami veiksniai, kurie su Lietuvos BKI koreliuoja daugiau, nei 0,7. Gauta daugialypė tiesinė regresija atrodo taip (4.2.3):

$$BKI = -96,7655168437 - 0,461962139917 \times NBKI + 2,68509805 \times STI - 0,497700541469 \times BVP + 0,129240715256 \times DU + 0,147745305221 \times OMX ; \quad (4.2.3)$$

Iš gautos daugialypės tiesinės regresijos lygties, galima gauti sumodeliuotą BKI ir jį palyginti su realiu BKI Lietuvoje. Paklaidos tarp realaus BKI ir BKI gauto pagal modelį pateiktos priede (žr. 14 priedą). Priede taip pat matomi ir realaus BKI ir gauto pagal modelį BKI reikšmės. Rezultatai taip pat pateikiami ir paveiksle (žr. 13 pav.).



**13 pav.** Lietuvos realaus būsto kainų indekso ir būsto kainų indekso gauto pagal modelį kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

Gauti rezultatai lengviau leido identifikuoti realaus būsto kainų indekso nuokrypius nuo būsto kainų indekso gauto remiantis gautu modeliu. Rezultatai rodo, kad BKI pagal modelį kito tokiu pačiu tempu, kaip ir realus BKI, tačiau buvo labiau nepastovus. Neatitikimai gali rodyti būsto kainų netvarius nuokrypius ir besiformuojantį burbulą. Remiantis realaus BKI ir BKI pagal modelį paklaidomis, prieinama prie išvados, kad didžiausias nekilnojamojo turto kainų netvarus pokytis buvo 2008 m. II ketv.–2009 m. II ketv., kai nekilnojamojo turto kainų pokytis siekė nuo 6 proc. iki 13,9 proc. (paklaidos siekė 9,11–14,96). Istoriniai duomenys apie nekilnojamojo turto burbulą susidarymą leidžia daryti išvadą, kad modelio rezultatai teisingi, kadangi nustatyta, kad nekilnojamojo turto kainų netvarus augimas Lietuvoje egzistavo didžiosios finansinės krizės laikotarpiu. Laikotarpyje nuo 2012 m. IV ketv. iki 2015 m. I ketv. pastebima, kad realaus BKI kaina yra mažesnė, nei remiantis BKI gautu pagal modelį. Šitą laikotarpį galima įvardinti, kaip būsto kainų lėtesnį augimą, lyginant, koks jis turėtų būti, remiantis sudaryta regresine lygtimi. Sudarytas regresijos modelis rodo, kad tolimesniu laikotarpiu nuo 2016 m. II ketv. iki analizės pabaigos 2022 m. III ketv. didesnių būsto kainų pokyčių, lyginant sumodeliuotą BKI ir realų BKI, nebuvo pastebėta. Paveiksle matoma, kad nors ir BKI auga, tačiau remiantis sudarytu modeliu, jis auga tvariai, todėl toks būsto kainų augimas nerodo nekilnojamojo turto kainų netvaraus augimo ar burbulo susiformavimo. Didesni skirtumai laikotarpio pabaigoje tarp realaus BKI ir sumodeliuoto BKI pastebimi 2021 m. III ketv., kai apskaičiuotas skirtumas nuo realaus BKI siekė 7,68 proc. ir 2022 m. II ketv., kai apskaičiuotas skirtumas nuo realaus BKI buvo neigiamas ir siekė -9,78 proc.

Atlikus daugialypę tiesinę regresiją Švedijos atveju, iš daugialypės tiesinės regresijos lygties buvo pašalinti tokie veiksniai, kaip gyventojų skaičiaus indeksas, BVP indeksas ir darbo užmokesčio indeksas, kadangi jų tikimybė kiekvieno koregavimo metu viršijo 5 proc. reikšmingumo lygį. Testo

eiga ir rezultatai pateikti priede (žr. 15 priedą). Galutiniai rezultatai ir gauti daugialypės tiesinės regresinės lygties koeficientai pateikti lentelėje (žr. 9 lentelė).

**9 lentelė.** Švedijos būsto kainų indekso daugialypės tiesinės regresijos sudarymo rezultatai, kai koreliacija būsto kainų indekso su kintamaisiais > 0,7 (sudaryta autorės)

Veiksny	Koeficientas	Tikimybė (Prob.)
C	141,2448	0,0000
NBKI	-0,676584	0,0037
STI	1,464035	0,0000
STATLEID	0,058007	0,0009
PNB	-0,042298	0,0036
PASK	0,703309	0,0000
OMX	0,061143	0,0476
VKI	-1,996929	0,0001
R kvadrato statistika		0,990258
Modelio tinkamumas (Fišerio statistika)		0,000000

Iš lentelės matoma, kad visas modelis atitinka nustatytą reikšmingumo ir nėra už jį didesnis (Fišerio statistika < 0,05). Iš gauto regresinio tyrimo, galima įvertinti, koks bus būsto kainų indeksas skirtingu laikotarpiu ir kiek jis skirsis nuo realaus BKI. Gauta daugialypė tiesinės regresijos lygtis atrodo taip (4.2.4):

$$BKI = 141,244762598 - 0,676583525779 \times NBKI + 1,46403541646 \times STI + 0,0580069316792 \times STATLEID - 0,0422977552981 \times PNB + 0,703309125255 \times PASK + 0,0611430197125 \times OMX - 1,99692887892 \times VKI; \quad (4.2.4)$$

Iš gautos daugialypės tiesinės regresijos, gauname koks būtų būsto kainų indeksas nuo 2006 m. I ketv. iki 2022 m. III ketv., jį galime palyginti su realiu BKI. Rezultatai, pateikti priede (žr. 16 priedą). Pastebima, kad BKI gautas pagal modelį labai mažai skiriasi, nuo realaus BKI, to priežastis gali būti labai didelė R kvadrato statistikos reikšmė, kuri nusako modelio tikslumą. Pagal šį grafiką, taip pat, kaip ir Lietuvos atveju, identifikuoti BKI nukrypimus nuo BKI gauto taikant modelį labai sudėtinga, todėl modelis pakoreguojamas ir į daugialypę tiesinę regresiją įtraukiami tik tie veiksniai, kurių koreliacija su BKI viršija 0,9. Koreliacijos koeficientas pasirenkamas 0,9, o ne 0,8, kadangi taikant, koreliaciją lygią 0,8, iš modelio būtų pašalinamas tik 1 veiksnys, o tokiu atveju R kvadrato statistika išliktų vis dar labai didelė. Taikant koreliaciją lygią 0,9, iš modelio dar yra pašalinami tokie veiksniai, kaip naujų gyvenamųjų namų statybų leidimų indeksas ir palūkanų normos būstui indeksas. Pakartotinai atliekame tyrimą taikydami Granger priežastingumo testą ir tikrindami veiksnius remiantis reikšmingumo lygiu – 5 proc. Iš modelio yra paeiliui pašalinami tokie veiksniai, kaip darbo užmokesčio indeksas, BVP indeksas ir gyventojų skaičiaus indeksas, kadangi atliekant testą, šių veiksmių reikšmingumo lygis viršijo 5 proc. Testo rezultatai pateikti priede (žr. 17 priedą). Gauti galutiniai rezultatai pateikiami lentelėje (žr. 10 lentelė).

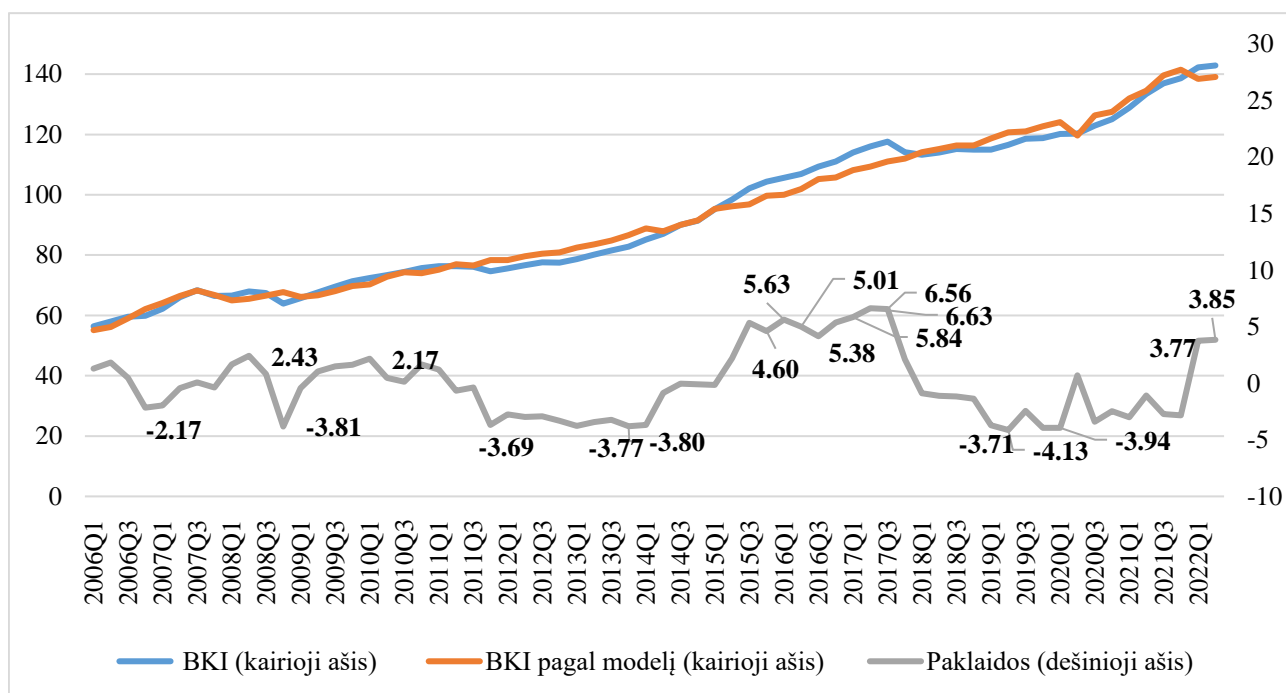
**10 lentelė.** Švedijos būsto kainų indekso daugialypės tiesinės regresijos sudarymo rezultatai, kai koreliacija būsto kainų indekso su kintamaisiais > 0,9 (sudaryta autorės)

Veiksny	Koeficientas	Tikimybė (Prob.)
C	160,4633	0,0000
NBKI	-0,605047	0,0168
STI	1,294384	0,0006
PASK	0,935283	0,0000
OMX	0,102549	0,0041
VKI	-2,357560	0,0001
R kvadrato statistika		0,985572
Modelio tinkamumas (Fišerio statistika)		0,000000

Iš lentelės matoma, kad Fišerio statistika atitinka reikšmingumo lygį ir yra < 0,05, todėl modelis yra tinkamas naudoti. R kvadrato statistika yra lygi 0,9856, nors yra pakankamai didelė, tačiau mažesnė, nei buvo modelio, kai buvo naudojami veiksniai, kurie su Švedijos BKI koreliuoja daugiau, nei 0,7. Gauta daugialypė tiesinė regresija atrodo taip (4.2.5):

$$BKI = 160,463288581 - 0,605046697824 \times NBKI + 1,29438418404 \times STI + 0,935283355987 \times PASK + 0,102548649879 \times OMX - 2,35756042186 \times VKI; \quad (4.2.5)$$

Iš gautos daugialypės tiesinės regresijos lygties, galima gauti sumodeliuotą BKI ir jį palyginti su realiu BKI Švedijoje. Paklaidos tarp realaus BKI ir BKI gauto pagal modelį pateiktos priede (žr. 18 priedą). Priede taip pat matomi ir realaus BKI ir gauto pagal modelį BKI reikšmės. Rezultatai taip pat pateikiami ir paveiksle (žr. 14 pav.).



**14 pav.** Švedijos realaus būsto kainų indekso ir būsto kainų indekso gauto pagal modelį kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

Rezultatai rodo, kad skirtingai nei Lietuvos atveju, Švedijos nekilnojamojo turto rinka buvo gana pastovi. Nuo 2006 m. I ketv. iki 2022 m. III ketv. būsto kainos augo tolygiai, nepaisant kelių laikotarpių, kai jos nežymiai buvo nukritusios. Didžiausi neatitikimai Švedijos nekilnojamojo turto rinkoje aptinkami 2008 m. I ketv.–2008 m. II ketv., kai sumodeliuoto BKI skirtumas nuo realaus BKI siekė maždaug 3–4 proc. (paklaidos 1,67–2,43) ir 2016 m. IV ketv.–2017 m. III ketv., kai sumodeliuoto BKI skirtumas nuo realaus BKI pasiekė didžiausią dydį per visą analizuojamą laikotarpį Švedijoje ir siekė 5–6 proc. (paklaidos 5,38–6,56). Tyrimas parodė ir tokius laikotarpius, kai realus BKI buvo mažesnis, nei BKI apskaičiuotas pagal modelį, tokį laikotarpį galima įvardinti, kaip būsto kainų mažėjimą. Toks laikotarpis buvo pastebėtas 2008 m. IV ketv., kai sumodeliuoto BKI skirtumas nuo realaus BKI siekė -5,6 proc. (paklaida -3,81) ir 2011 m. IV ketv.–2014 m. I ketv., kai BKI skirtumas svyravo nuo -3,8 iki -4,6 proc. Analizuojant 2022 m. pastebima, kad BKI yra šiek tiek aukštesnis, nei remiantis BKI apskaičiuotu pagal modelį, skirtumas siekia apie 2,2–2,7 proc., tai rodo, kad būsto kainos rinkoje yra per aukštos.

Galutines daugialypės regresijos eilutes tiek Švedijos, tiek Lietuvos atveju veikė tokie veiksniai, kaip būsto kainos nuomos indeksas (NBKI), statybų kainų indeksas (STI) ir OMX atitinkami šalių akcijų indeksai. Išskirtinai tik Lietuvos sumodeliuotą BKI veikė tokie veiksniai, kaip bendro vidaus produkto indeksas (BVP) ir darbo užmokesčio indeksas (DU), o Švedijos sumodeliuotą būsto kainos indeksą išskirtinai veikė tokie veiksniai, kaip suteiktų paskolų būstui indeksas (PASK) ir vartotojų kainų indeksas (VKI). Lyginant Lietuvos ir Švedijos rezultatus galima daryti išvadą, kad Lietuvoje ištirtas galimas būsto kainų burbulas yra didesnis, nei lyginant su Švedija. To priežastis galėtų būti silpnesnė Lietuvos ekonomika, todėl būtent Lietuva labai lengvai yra paveikiama įvairių ekonominių nuosmukių ir sunkiai su tuo susitvarko. Pastebima, kad 2008 m. viduryje, tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje buvo aptikta, kad realus BKI buvo nukrypęs nuo apskaičiuoto, o tai rodo netvariai kintančias nekilnojamojo turto kainas ar net susiformavusį nekilnojamojo turto burbulą. Būtent toks burbulas istoriškai ir egzistavo ne tik Lietuvoje ir Švedijoje, bet ir visame pasaulyje. Tokių netvarų būsto kainų augimą taip pat galėjo lemti ir investuotojų elgesys, kurie savo spekuliaciniais tikslais siekė įsigyti būstą pigiau, o jį vėliau parduoti brangiau. Tokie investuotojų poelgiai turėjo įtakos būsto kainų indeksui tiek Švedijoje, tiek Lietuvoje, kadangi šis tyrimas rodo, kad BKI kaina turėtų kisti panašiu tempu, kaip ir kinta atsirinkti, BKI kainą veikiančios veiksniai ir pagal tai sudaryta daugialypė tiesinės regresijos lygtis.

#### **4.3. Rodiklių, veikiančių nekilnojamojo turto kainą, tyrimas**

Siekiant įvertinti, kaip pasirinkti rodikliai veikia Lietuvos ir Švedijos nekilnojamojo turto kainą, tyrime visų pirma įvertinamos būsto kainų indekso (BKI), būsto nuomos kainų indekso (NBKI), BVP indekso, palūkanų normos indekso (PNB), vartotojų kainų indekso (VKI) ir darbo užmokesčio indekso (DU) statistinės reikšmės ir atliekamas vieneto šaknies testas. Vieneto šaknies testui atlikti pasirinkta naudoti ADF testą, naudojant rezultatą gautą be poslinkio ir trendo. Taip pat patikrinti, ar laiko eilutė tampa stacionaria ją diferencijavus. Testo rezultatai parodys, ar atitinkami kintamieji yra stacionarūs, todėl keliamos dvi hipotezės:

- $H_0$  – laiko eilutė yra nestacionari;
- $H_1$  – laiko eilutė yra stacionari.

$H_0$  hipotezė atmetama, kai tikimybės vertė yra mažesnė, nei reikšmingumo lygis, kuris yra 5 proc. Lietuvos kintamųjų statistinės reikšmės ir vieneto šaknies testo rezultatai, pateikti lentelėje (žr. .



## 11 lentelė).

**11 lentelė.** Lietuvos kintamųjų statistinės reikšmės ir kintamųjų stacionarumo tikrinimas (sudaryta autorės)

Rodikliai	BKI	NBKI	BVP	PNB	VKI	DU
Vidurkis	113,96	94,58	103,15	183,68	100,14	115,81
Mediana	106,78	90	96,47	129,32	100,34	95,59
Maksimali reikšmė	199,7	158,84	199,16	428,79	144,23	251,84
Minimali reikšmė	82,75	46,75	53,92	95,81	73,48	55,08
Standartinis nuokrypis	27,95	28,85	29,58	96,78	13,53	50,69
Asimetrijos koeficientas	1,21	0,24	0,92	1,24	0,52	1,17
Ekscesas	4,04	1,94	3,62	3,37	4,49	3,15
ADF	0,9542	0,9962	0,9575	0,4449	0,9731	0,9996
ADF diferencijuotas	0,0009	0,0172	0,6207	0,0002	0,1711	0,0732

Analizuojant Lietuvos atsitiktų kintamųjų statistinius rodiklius matoma, kad tiek vidurkis, tiek standartinis nuokrypis didžiausias yra palūkanų normų būstui indekso, kas rodo, kad būtent šis indeksas labiausiai svyruoja nuo vidurkio. Stipriai svyruoja nuo vidurkio taip pat darbo užmokesčio, bendro vidaus produkto, būsto nuomos kainos ir būsto kainos indeksai. Remiantis asimetrijos koeficientu matoma, kad visų kintamųjų reikšmės ilgiau buvo didesnės nei vidurkis. Tikrinant vieneto šaknies testą ADF pagalba matoma, kad visi kintamieji yra nestacionarūs, kadangi visų kintamųjų tikimybės reikšmė yra didesnė, nei reikšmingumo lygis, kuris lygus 5 proc., tai leidžia teigti, kad visi kintamieji kinta nepastoviai. Tyrimas rodo, kad diferencijavus šiuos kintamuosius, būsto kainų indeksas, būsto nuomos kainų indeksas ir palūkanų normos būstui indeksas tampa stacionarūs, kadangi tikimybės reikšmė tampa mažesne, nei pasiklovimo lygmuo. Bendro vidaus produkto, vartotojų kainų ir darbo užmokesčio indeksai išlieka nestacionarūs. Švedijos kintamųjų statistinės reikšmės ir vieneto šaknies testo rezultatai, pateikti lentelėje (žr. 12 lentelė)

**12 lentelė.** Švedijos kintamųjų statistinės reikšmės ir kintamųjų stacionarumo tikrinimas (sudaryta autorės)

Rodikliai	BKI	NBKI	BVP	PNB	VKI	DU
Vidurkis	93,89	96,89	94,92	136,06	100,6	95,35
Mediana	87,07	98,75	96,86	127,15	99,56	100,4
Maksimali reikšmė	142,86	110,36	129,45	268,16	122,7	124,56
Minimali reikšmė	56,39	82,38	64,65	73,38	87,93	66,39
Standartinis nuokrypis	25,24	8,27	14,79	55,48	7,33	15,42
Asimetrijos koeficientas	0,3	-0,23	-0,07	0,56	0,588	-0,31
Ekscesas	1,77	1,91	2,48	2,07	3,51	2,05
ADF	0,9941	0,9856	0,9922	0,2699	0,9462	0,9930
ADF diferencijuotas	0,0007	0,5825	0,0088	0,0002	0,9803	0,0046

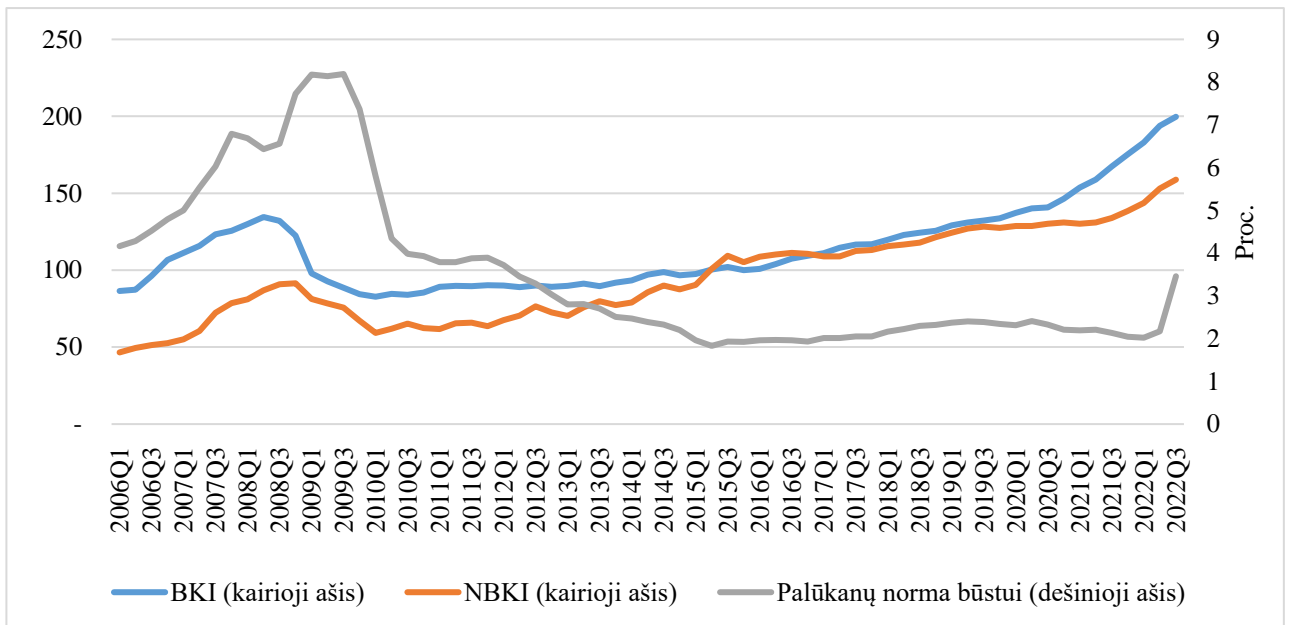
Analizuojant Švedijos kintamųjų statistinius rodiklius matoma, kad didžiausias vidurkis ir standartinis nuokrypis, taip pat kaip ir Lietuvos, yra palūkanų normos būstui indekso, kas taip pat rodo, kad būtent šis indeksas labiausiai svyruoja nuo vidurkio. Tačiau skaičiavimai rodo, kad Lietuvos PNB kinta nuo vidurkio stipriau, nei Švedijos PNB. Stipriai nuo vidurkio kinta būsto kainų, darbo užmokesčio ir bendro vidaus produkto indeksai. Tačiau matoma, kad bendrai Švedijos

kintamieji yra pastovesni, nei Lietuvos, kas rodo, kad Lietuvoje bendrai situacija buvo mažiau pastovi lyginant su Švedija. Asimetrijos koeficientas rodo, kad skirtingai nei Lietuvoje, būsto nuomos kainų, bendro vidaus produkto ir darbo užmokesčio indeksų reikšmės ilgiau buvo žemesnės, nei vidurkis. Tikrinant vieneto šaknies testą ADF pagalba matoma, kad visi kintamieji yra nestacionarūs, kadangi visų kintamųjų tikimybės reikšmė yra didesnė, nei reikšmingumo lygis, kuris lygus 5 proc., tai leidžia teigti, kad visi kintamieji kinta nepastoviai. Tyrimas rodo, kad diferencijavus šiuos kintamuosius, būsto kainų, bendro vidaus produkto, palūkanų būstui normos ir darbo užmokesčio indeksai tampa stacionarūs, kadangi tikimybės reikšmė yra mažesnė, nei pasiklovimo lygmuo. Būsto nuomos kainos ir vartotojų kainų indeksų reikšmės išlieka nestacionarios, net jas diferencijavus.

Siekiant palyginti Lietuvos kintamųjų indeksus su Švedijos kintamaisiais buvo nubrėžti linijiniai grafikai. Jie pateikti priede (žr. 19 priedą). Grafikai rodo, kad panašią kitimo tendenciją galima įžvelgti tarp Lietuvos ir Švedijos būsto kainų, bendro vidaus produkto, palūkanų normos būstui ir vartotojų kainų indeksų. Tai rodo, kad nepaisant, skirtingų šalių ekonomikų ir išsivystymo, šie kintamieji turi tarpusavyje panašumų ir kinta panašiu tempu išskyrus būsto nuomos kainų indekso kitimo tempas Lietuvoje ir Švedijoje, kuris labai skiriasi. Matoma, kad Švedijos NBKI kito tolygiai ir turėjo tendenciją augti, o Lietuvos NBKI kito panašiu tempu, kaip ir Lietuvos BKI, tai rodo, kad nuomos kainos Lietuvoje buvo labai nepastovios, lyginant su Švedijos nuomos kainomis. Taip pat pastebima, kad darbo užmokesčio indeksas Lietuvoje kilo sparčiau, nei Švedijoje, o tai rodo, kad po kriziniu laikotarpiu, Lietuva atsigavo, jos minimalus atlyginimas ir vidutinis darbo užmokestis labai išaugo, lyginant su istoriniais duomenimis. Darbo užmokesčio spartesnį augimą lyginant su Švedija taip pat gali patvirtinti ir spartesnis BVP augimas Lietuvoje, lyginant su Švedija. Iš visų grafikų matoma, kad Švedijos kintamųjų reikšmės buvo pastovesnės ir stabilesnės. Analizuojant paskutiniuosius 2020–2022 m. pastebima, kad nors ir panašiu tempu, tačiau Lietuvoje stipriau kito visi analizuoti rodikliai, kas rodo, kad bendrai Lietuvos situacija yra labiau nepastovi, ją lyginant su Švedijos. Visi analizuoti veiksniai kinta nestacionariai vidurkio atžvilgiu (nediferencijavus duomenų), todėl jie bus naudojami tolimesnėje analizėje.

#### **4.3.1. Būsto kainos ir nuomos indeksų santykio kitimo analizė**

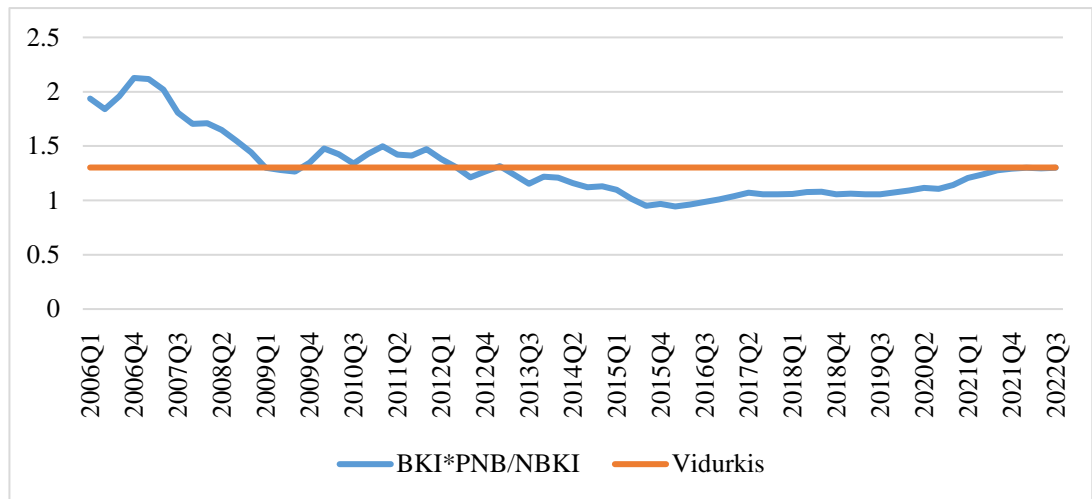
Analizuotų autorių – Bourassa ir kt. (2019), Bago ir kt. (2021), Njoroge ir kt. (2018) ir Dreger'o ir Kholodilin'o (2011), moksliniuose tyrimuose siekiant aptikti nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo epizodus, buvo tiriamas būsto kainos ir nuomos santykis bei jų kitimo tendencija. Tačiau Tsai ir Lin'as (2022), įvertino, kad nekilnojamojo turto burbulai turėtų būti nustatomi ne tiesiogiai naudojant kainos ir nuomos santykį, o nagrinėjant integracinę ryšį tarp nekilnojamojo turto kainos ir nuomos santykio, įvertinant palūkanų normas. Visų pirma bus tiriama Lietuvos 2006 m. I ketv.–2022 m. III ketv. būsto kainų, būsto nuomos kainų indeksų ir palūkanų normos būstui kitimo tendencija, kuri pateikta paveiksle (žr. 15 pav.).



**15 pav.** Lietuvos būsto kainų ir nuomos kainų indeksų ir palūkanų normos būstui (proc.) kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

Iš paveikslo matoma, kad nuo 2006 m. I ketv. iki 2014 m. IV ketv., būsto kainų indeksas buvo didesnis, nei būsto nuomos kainų indeksas, nuo 2015 m. I ketv. iki 2015 m. IV ketv. būsto nuomos kainų indeksas viršijo būsto kainų indeksą, o nuo 2016 m. I ketv. iki tyrimo pabaigos, būsto kainų indeksas vėl viršijo būsto nuomos kainų indeksą. Laikotarpis, kai būsto nuomos kainų indeksas viršija, būsto kainų indeksą rodo būsto kainų mažėjimą. Pastebima, kad su būsto kainų mažėjimu susijusi ir palūkanų normos būstui mažėjimas, kas galėjo leisti vartotojams pigiau įsigyti būstą. Palūkanų normai išaugus, pastebimas didesnis atotrūkis tarp būsto kainos ir būsto nuomos kainos indeksų (nuo 2006 m. I ketv. iki 2009 m. IV ketv. ir nuo 2022 m. II ketv. iki tyrimo pabaigos). Palūkanų normai esant stabiliai, būsto kainų indeksas ir nuomos kainų indeksas taip pat auga stabiliai ir tolygiai. Šis grafikas patvirtina autorių Tsai ir Lin'as, (2022), tyrimą, kuris teigia, kad jeigu palūkanų normos ir toliau mažės, gali atsirasti disbalansas tarp būsto kainos ir nuomos kainos, todėl svarbu vertinti palūkanų normos svarbą kontroliuojant nekilnojamojo turto burbulus.

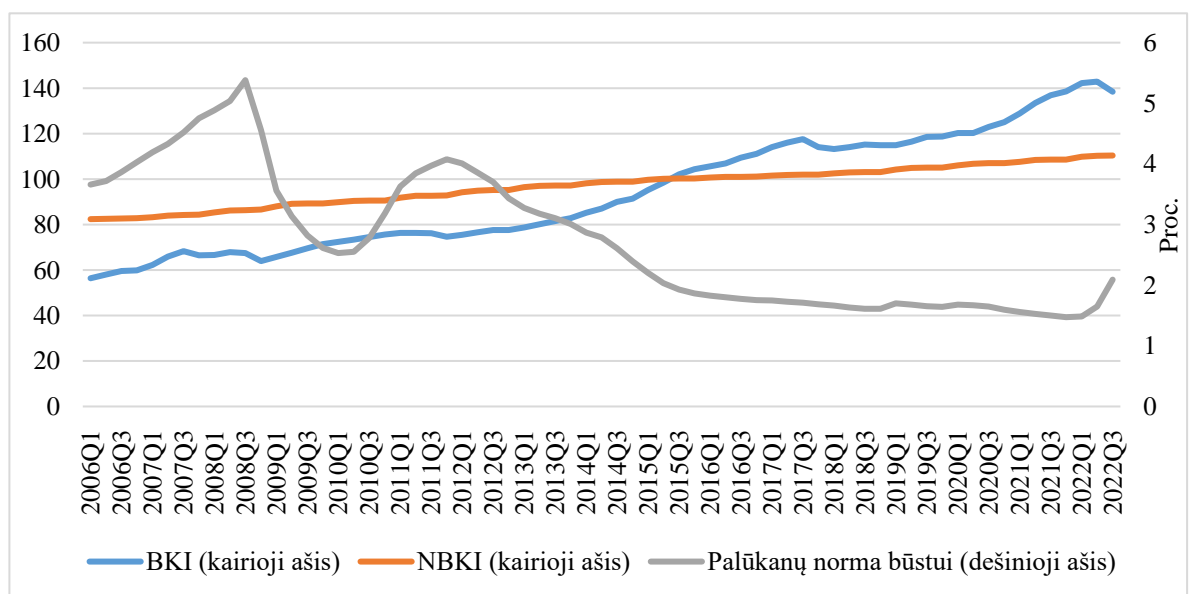
Tiriant nekilnojamojo turto burbulus taikytas Tsai ir Lin'o (2022), pasiūlytas metodas ir tiriamas ne tik būsto kainos ir nuomos indeksų santykis, bet ir įvertinama palūkanų normos įtaka. Rodiklių rezultatai bus lyginami su ilgalaikiais vidurkiais, esant vidurkių nukrypimams, galima išvelgti nekilnojamojo turto burbulą. Remiantis Bourassa ir kt. (2019), jeigu santykio reikšmė viršys 20 proc. ilgalaikį vidurkį, bus galima identifikuoti būsto burbulų signalą. Gautas rezultatas pateikiamas paveiksle (žr. 16 pav.).



**16 pav.** Lietuvos būsto kainos ir nuomos kainos indeksų santykio, įvertinant palūkanų normos įtaką, kitimo tendencijos palyginimas su ilgalaikiu vidurkiu 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

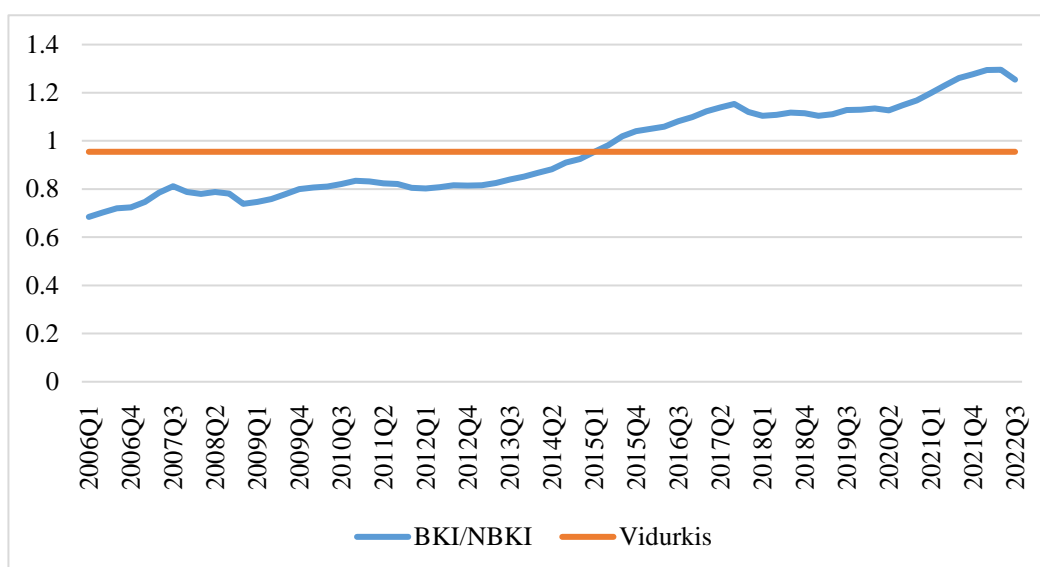
Iš paveikslo matoma, kad nuo 2006 m. I ketv. iki 2008 m. IV ketv. ir nuo 2009 m. IV ketv. iki 2012 m. II ketv., santykis viršija vidurkio reikšmę, o nuo 2013 m. II ketv. iki tyrimo pabaigos, santykis yra žemesnis, nei vidurkis. Kritinė 20 proc. riba buvo peržengta nuo 2006 m. I ketv. iki 2008 m. II ketv., būtent šiuo laikotarpiu, galėjo būti susiformavęs būsto kainų burbulas. 2015 m. II ketv.–2017 m. I ketv., santykio reikšmė buvo žemesnė, nei vidurkis 20 proc., kas gali rodyti taip pat netvarų būsto kainų ir būsto nuomos kainų santykio pokytį ir žemas palūkanų normas. Būtent žema palūkanų norma ir paskatino investuotojus pirkti nekilnojamąjį turtą. Pastebima, kad tyrimo pabaigoje, santykis susilygina su vidurkiu, to priežastis gali būti stipriai išaugusios būsto ir nuomos kainos ir pradėjusi augti palūkanų norma būstui.

Tiriant Švedijos būsto kainų, nuomos kainų indeksų ir palūkanų normos būstui pokyčius, kaip ir Lietuvos atveju, visų pirma bus iširta šių kintamųjų kitimo tendenciją nuo 2006 m. I ketv. iki 2022 m. III ketv., kuri pateikta paveiksle (žr. 17 pav.).



**17 pav.** Švedijos būsto kainų ir nuomos kainų indeksų ir palūkanų normos būstui (proc.) kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

Iš paveikslo matoma, kad skirtingai nei Lietuvos atveju, ryšį tarp palūkanų normos, būsto kainų ir būsto nuomos kainų indeksų, aptikti sunku. To priežastis, kad būsto nuomos kainų indeksas visu analizuojamu laikotarpiu kito tolygiai ir turėjo tolygią augimo tendenciją, skirtingai nei būsto kainų indeksas Švedijoje. Nuo 2006 m. I ketv. iki 2015 m. III ketv. būsto kainų indeksas buvo žemiau, nei nuomos kainų indeksas, nors tuo laikotarpiu būsto palūkanų norma buvo labai nestabili. Kai būsto palūkanų norma susistabilizavo ir nuo 2016 m. IV ketv. iki 2020 m. IV ketv. siekė maždaug 1,59–1,75 proc., skirtingai nei Lietuvos atveju, būsto kainos indeksas viršijo būsto nuomos kainos indeksą. Švedijos atveju galima paneigti autorių Tsai ir Lin'o, (2022) išvadą, kad būsto palūkanų normai esant stabiliai, būsto nuomos indeksas auga tolygiai su būsto kainų indeksu. Kadangi ryšio tarp palūkanų normos, būsto kainų ir būsto nuomos kainų indeksų nebuvo išžvelgta, tiriant būsto kainų burbulą Švedijoje, bus naudojama tik būsto kainų indekso ir nuomos kainų indekso santykis ir jis lyginamas su ilgalaikiu šio santykio vidurkiu, laikant, kad 20 proc. pokytis nuo vidurkio yra kritinė riba, kuri gali rodyti nekilnojamojo turto burbulų susiformavimą. Grafikas pateiktas paveiksle (žr. 18 pav.).



**18 pav.** Švedijos būsto kainų ir nuomos kainų indeksų santykio kitimo tendencijos palyginimas su ilgalaikiu vidurkiu 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

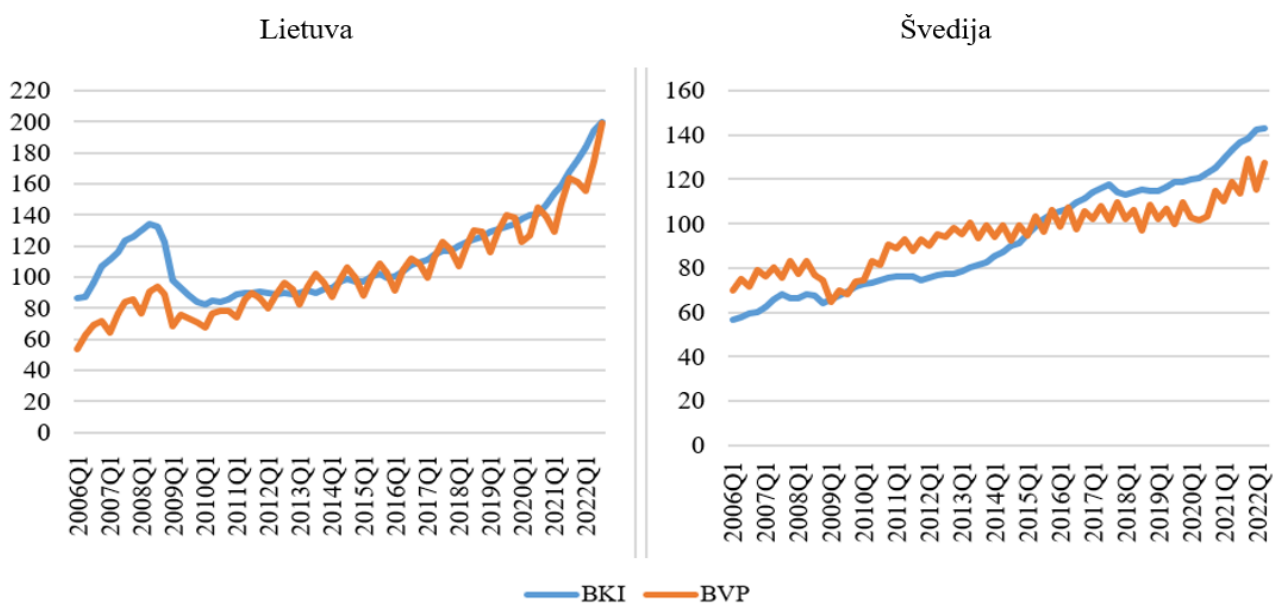
Iš paveikslo matoma, kad žemiau nei vidurkis, šis santykis buvo nuo 2006 m. I ketv. iki 2014 m. IV ketv., o nuo 2015 m. I ketv. iki tyrimo pabaigos, šis santykis viršijo vidurkį. Reikšmė, žemesnė nei vidurkis 20 proc. ir daugiau buvo 2006 m. I ketv.–2007 m. I ketv. ir 2008m. IV ketv.–2009 m. II ketv. Tai rodo netvarų būsto kainų augimą. Laikotarpyje 2017 m. III ketv. ir 2020 m. III ketv.–2022 m. III ketv. santykio reikšmė viršijo 20 proc. ribą, kas taip pat rodo nekilnojamojo turto burbulų formavimąsi.

Šio tyrimo rezultatai parodė, kad būsto kainų palūkanų norma stipriai veikia Lietuvos būsto kainas, tačiau ryšio tarp Švedijos būsto kainų ir palūkanų normos nebuvo išžvelgta. Būsto kainų netvarūs augimai tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje sutapo tiriamojo laikotarpio pradžioje, tačiau pastebima, kad Lietuvoje santykio reikšmė buvo didesnė, nei vidurkis, o Švedijoje – mažesnė, o to priežastis, Švedijos būsto nuomos kainų indekso didesnė vertė, nei būsto kainų indekso.

#### 4.3.2. Būsto kainos ir BVP indeksų kitimo analizė

Siekiant įvertinti bendrą ekonomikos lygį ir kaip jis kinta, lyginant su būsto kainų indeksu, bus palyginama būsto kainų indekso ir BVP indekso kitimo tendenciją tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje, nuo

2006 m. I ketv. iki 2022 m. III ketv. Normaliomis sąlygomis, būsto kainos indeksas turėtų kisti tuo pačiu tempu, kaip ir BVP. Kitimo tendencijos pateiktos paveiksle (žr. 19 pav.).

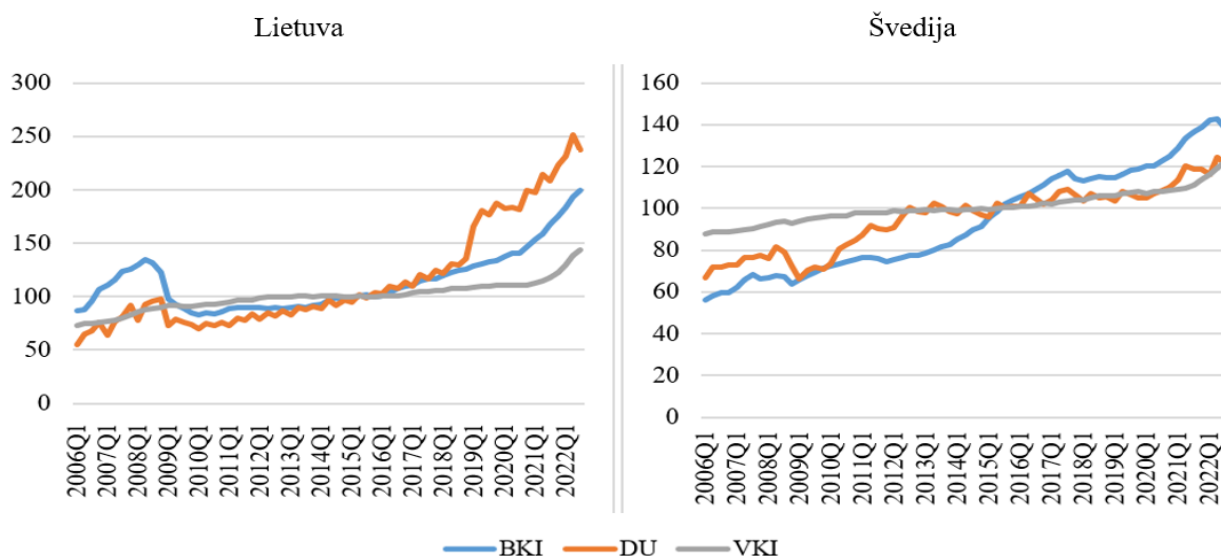


**19 pav.** Lietuvos ir Švedijos būsto kainų ir BVP indeksų kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

Iš paveikslo, kuriame atvaizduojama Lietuvos BKI ir BVP kitimo tendencija, matoma, kad BKI ir BVP kinta panašiu tempu. Išskirtys pastebimos laikotarpio pradžioje iki 2011 m., kai BKI viršija BVP indekso reikšmę, kas rodo, kad būsto kainos auga sparčiau, nei šalies ekonomika. Pastebima, kad nuo 2019 m. IV ketv. iki tyrimo pabaigos, nežymiai pradeda atsiskirti BKI, nuo BVP, kas taip pat rodo netvarų būsto kainų išaugimą. Analizuojant paveiksle pateiktą Švedijos BKI ir BVP kitimo tendencijas pastebima, kad BKI ir BVP Švedijoje beveik visu analizuojamu laikotarpiu augo, tačiau netolygiai. Žymesnis BVP indekso kritimas užfiksuotas 2009 m. I ketv. BKI viršijo BVP indekso augimą nuo 2015 m. I ketv. iki tyrimo pabaigos. Kas rodo, kad būsto kainos auga netvariai ir greičiau, nei šalyje auga BVP. Lyginant Lietuvos ir Švedijos rezultatus, pastebėta, kad Švedijoje, laikotarpio pradžioje, būsto kainos neviršijo BVP augimo tempo, tačiau Švedijoje, anksčiau, nei Lietuvoje, būsto kainos viršijo BVP augimo tempą, laikotarpio pabaigoje. Būsto kainų indekso atsiskyrimas nuo BVP indekso rodo, kad būsto kainos Lietuvoje ir Švedijoje augo netvariai, prie to galėjo prisidėti ir investuotojų poelgiai, kurie spekuliaciniais tikslais, nekilnojamąjį turtą pardavinėja brangiau, siekdami iš to pasipelnėti.

#### **4.3.3. Būsto kainos indekso su darbo užmokesčio ir vartotojų kainų indeksu santykių analizė**

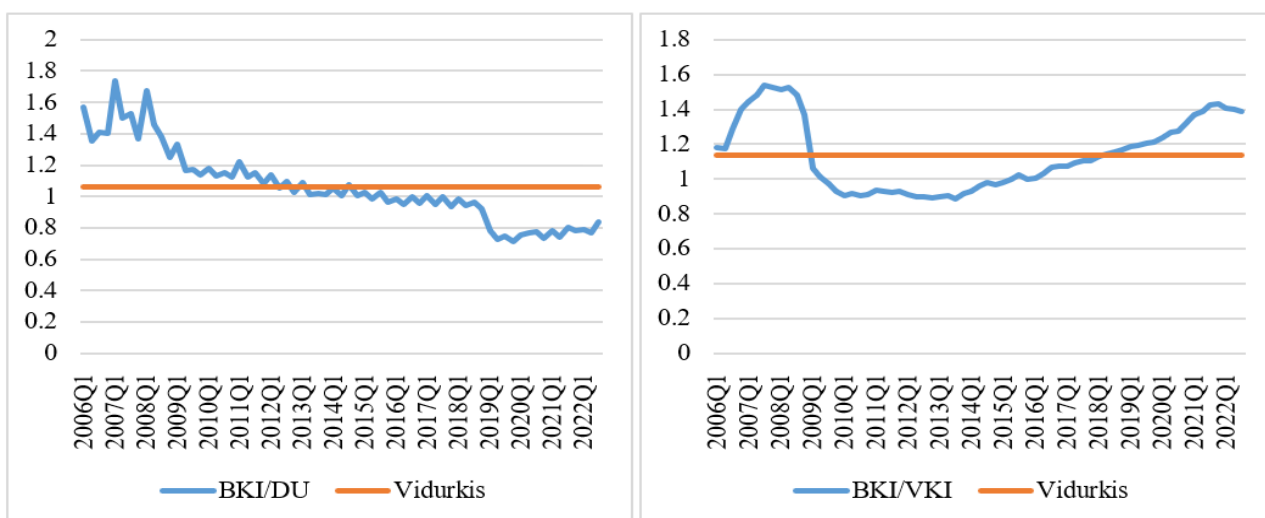
Bourassa ir kt. (2019) ir Dreger'is ir Kholodilin'as (2011) savo tyrimuose naudojo būsto kainų indekso ir pajamų santykį. Tyrime bus tiriama ne tik, kaip kinta būsto kainų indeksas su pajamomis (šiuo atveju darbo užmokesčiu), bet ir kaip kinta būsto kainų indeksas su vartotojų kainų indeksu (VKI), kuris labai stipriai yra susijęs su šalies infliacijos lygiu, kuris šiuo metu, tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje yra labai išaugęs. Lietuvos ir Švedijos BKI, DU ir VKI kitimo tendencija 2006 m. I ketv.–2022 m. III ketv. pateikta paveiksle (žr. 20 pav.).



**20 pav.** Lietuvos ir Švedijos būsto kainų, darbo užmokesčio ir vartotojų kainų indeksų kitimo tendencija 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

Iš paveiksle pateiktos Lietuvos indeksų BKI, DU ir VKI kitimo tendencijos, matoma, kad visi šie indeksai kito panašiu tempu, o stabiliausias buvo VKI. Visų šių indeksų išaugimas fiksuojamas būtent per finansų krizę (2007–2009 m.) ir nuo 2017 m. pr. iki tyrimo pabaigos. Būtent šie laikotarpiai rodo netvarų būsto kainų augimą Lietuvoje ir rodo, kad būtent darbo užmokesčio ir VKI augimas leido spekuliaciniais tikslais kelti ir būsto kainas. Iš paveiksle pateikto Švedijos indeksų BKI, DU ir VKI kitimo tendencijos, galima išvelgti, kad panašaus šių indeksų kitimo, kaip Lietuvos atveju, Švedijoje nepastebėta. Analizė rodo, kad nukritus darbo užmokesčiui, būsto kainos Švedijoje taip pat nukrito (2008–2009 m.). Skirtingai nei Lietuvos atveju, būsto kainų indeksas Švedijoje augo sparčiau ilguoju periodu, nei darbo užmokesčio indeksas, kas rodo, kad būstą tapo sunkiau įsigyti vartotojams.

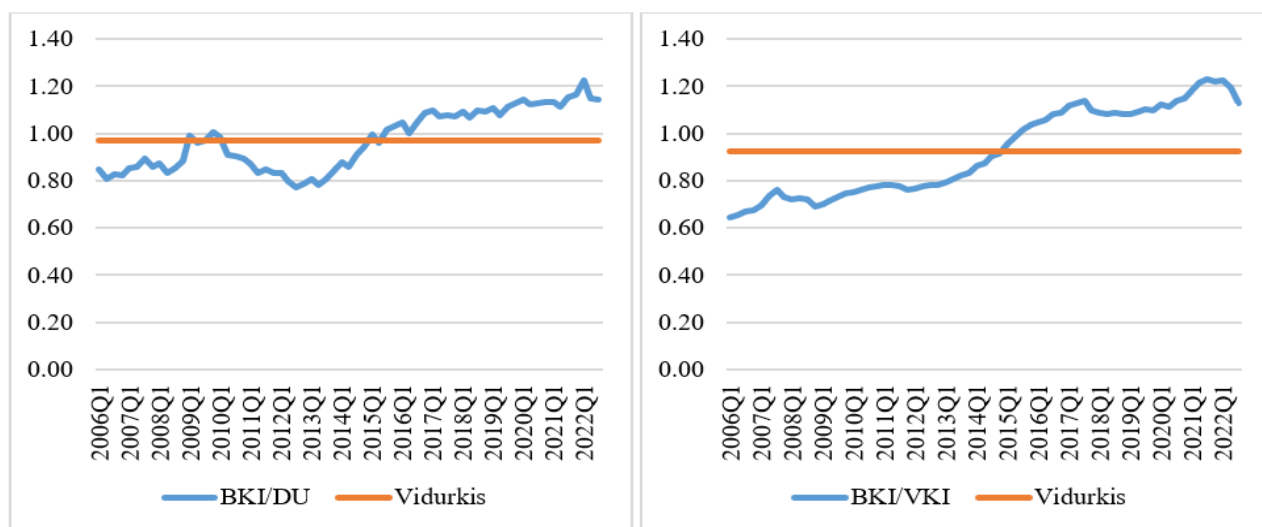
Siekiant aptikti NT burbulus arba jų signalus, bus apskaičiuojamas BKI su DU ir BKI su VKI santykis ir jis lyginamas su ilgalaikiais vidurkiais. Kritinė nuokrypio nuo vidurkio riba laikoma 20 proc. Lietuvos BKI su DU santykis ir BKI su VKI santykis pateiktas paveiksle (žr. 21 pav.).



**21 pav.** Lietuvos būsto kainų ir darbo užmokesčio indeksų santykio ir būsto kainų ir vartotojų kainų indeksų santykio kitimo tendencijos palyginimas su ilgalaikiais vidurkiais 2006–2022 m. (sudaryta autorės)



Iš paveikslo matyti, kad tiek BKI ir DU santykis, tiek BKI ir VKI santykis tyrimo pradžioje viršijo vidurkį, kas gali rodyti nekilnojamojo turto netvarų kainų augimą. BKI ir DU santykis 20 proc. ribą viršijo 2006 m. I ketv.–2009 m. I ketv. (išskyrus 2008 m. IV ketv.), o BKI ir VKI santykis 20 proc. ribą viršijo 2006 m. IV ketv.–2008 m. IV ketv. Tyrimas rodo, kad nuo 2006 m. IV ketv. iki 2008 m. IV ketv. galėjo būti netvariai išaugusios būsto kainos ir Lietuvoje susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas. Skirtingus rezultatus parodė imties pabaiga, kurioje BKI ir DU santykis buvo žemiau, nei vidurkis 20 proc. nuo 2019 m. I ketv. iki tyrimo pabaigos, to priežastis gali būti, sparčiau išaugęs darbo užmokesčio indeksas, nei būsto kainų indeksas. Vertinant BKI ir VKI santykį pastebima, kad jo vertė viršijo vidurkį 20 proc. nuo 2021 m. II ketv. iki tyrimo pabaigos, kas rodo, kad vartotojų perkamoji galia sumažėjo ir tai taip pat rodo nekilnojamojo turto burbulos susiformavimo pradžią. Švedijos BKI su DU santykis ir BKI su VKI santykis pateiktas paveiksle (žr. 22 pav.).



**22 pav.** Švedijos būsto kainų ir darbo užmokesčio indeksų santykio ir būsto kainų ir vartotojų kainų indeksų santykio kitimo tendencijos palyginimas su ilgalaikiais vidurkiais 2006–2022 m. (sudaryta autorės)

Iš grafikų matyti, kad šių santykių kitimo tendencija tarpusavyje yra panaši, kadangi 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. BKI ir DU santykis buvo žemiau nei vidurkis (išskyrus 2009 m. I ketv., 2009 m. III ketv.–2010 m. I ketv.), o BKI ir VKI santykis buvo žemiau, nei vidurkis 2006 m. I ketv.–2015 m. I ketv. BKI ir DU santykis viršijo vidurkį 20 proc. 2021 m. IV ketv.–2022 m. I ketv., o BKI ir VKI santykis – 2019 m. III ketv.–2022 m. III ketv., kas rodo, kad tiriamojo laikotarpio pabaigoje būsto kainos buvo išaugusios netvariai ir galėjo būti susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas Švedijoje. Šio tyrimo rezultatai parodė skirtingus rezultatus, lyginant su Lietuvos BKI ir DU santykiu ir BKI ir VKI santykiu, kadangi Lietuvos atveju, tik BKI ir DU santykis viršijo vidurkio reikšmę, o BKI ir VKI santykis buvo žemiau vidurkio.

#### 4.4. Atlikto tyrimo apibendrinimas ir diskusija

Tiriant Lietuvos ir Švedijos būsto kainos burbulų susiformavimo epizodus nuo 2006 m. I ketv. iki 2022 m. III ketv., buvo naudojami trys modeliai – būsto kainų lygio nustatymo, paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių ir rodiklių analizės modelis. Visuose tyrimuose buvo aptikti nekilnojamojo turto burbulos susiformavimo epizodai arba netvarus būsto kainų augimas, kurį tyrimo tikslais galima laikyti, kaip nekilnojamojo turto burbulos susiformavimo epizodą. Aptikti nekilnojamojo turto burbulos susiformavimo laikotarpiu pateikti paveiksle (žr. 23 pav.).



Laikotarpis	Lietuva					Švedija				
	SADF	Regresinė eilutė	BKI/NBKI	BKI/DU	BKI/VKI	SADF	Regresinė eilutė	BKI/NBKI	BKI/DU	BKI/VKI
2006	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2007	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2008	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2009	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2010	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2011	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2012	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2013	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2014	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2015	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2016	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2017	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2018	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2019	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2020	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2021	Q1									
	Q2									
	Q3									
	Q4									
2022	Q1									
	Q2									
	Q3									

23 pav. Lietuvos ir Švedijos nekilnojamojo turto burbulų aptikimo epizodai (sudaryta autorės)

Pirmuoju tyrimu visų pirma buvo įvertinti būsto kainų indekso (BKI) ir nuomos kainų indekso (NBKI) statistiniai rodikliai, kurie parodė, kad Lietuvos BKI ir NBKI kito stipriau, nei Švedijos, nors lyginant Lietuvos ir Švedijos ekonomikas, Švedijoje bendras kainų lygis, BVP ir darbo užmokestis yra didesnis, kas rodo, kad bendrai Švedija yra turtingesnė šalis, nei Lietuva, todėl galima teigti, kad nekilnojamojo turto kainos Lietuvoje yra pervertintos. Linijinių grafikų, korelogramos ir ADF, PP ir KPSS testų pagalba buvo tiriama Lietuvos ir Švedijos BKI laiko eilutė dviem laikotarpiais – 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv. Iširta, kad tiek Lietuvos, tiek Švedijos BKI laiko eilutės yra nestacionarios, kas rodo, kad būtent šiais laikotarpiais būsto kainos kito nestabiliai. SADF testas patvirtino stacionarumo tyrimo rezultatus ir parodė, kad abiem laikotarpiais tiek Lietuvoje, tiek Švedijoje egzistuoja nekilnojamojo turto burbulai. Taikant paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių tyrimą, buvo tiriama koreliacinė analizė atsitiktų veiksnių su Lietuvos ir Švedijos BKI ir sudaroma daugialypė tiesinė regresijos lygtis. Sudaryta daugialypė tiesinė regresija buvo lyginama su realiu BKI, pokytis nuo realaus BKI signalizavo netvarų būsto kainų augimą ar net nekilnojamojo turto burbulą susiformavimą. Tyrime naudojant rodiklių analizę, visų pirma buvo iširta atsitiktų veiksnių (BKI, NBKI, BVP, PNB, VKI ir DU) statistinės reikšmės ir stacionarumas ADF testo pagalba. Buvo skaičiuoti 3 santykiniai rodikliai – BKI ir NBKI santykis (vertinant kartu palūkanų normos būstui vertę), BKI ir DU santykis bei BKI ir VKI santykis. Taip pat buvo tirta ir būsto kainų indekso ir BVP indekso kitimo tendencija. Apibendrinus visus gautus rezultatus (žr. 12 pav.), 3 ir daugiau metodų aptiko būsto kainų burbulą Lietuvoje 2 kartus: 2006 m. IV ketv.–2009 m. I ketv. ir 2021 m. II ketv.–2022 m. III ketv., o Švedijoje 4 kartus: 2008 m. I ketv.–2008 m. II ketv., 2014 m. I ketv., 2017 m. III ketv. ir 2020 m. IV ketv. – 2022 m. II ketv. Rezultatus patvirtina BKI ir BVP kitimo tendencijos, kurios rodo, kad tuo metu, kai BKI kito sparčiau, nei BVP, šalyse egzistavo nekilnojamojo turto burbulai. Taip pat matoma, kad Švedijoje nekilnojamojo turto aptiktų burbulų trukmė yra trumpesnė nei Lietuvos, tai rodo, kad Švedijoje geriau yra tvarkomasi su būsto kainų reguliavimu ir greičiau pastebimos grėsmės dėl būsto kainų burbulų susiformavimo. Lietuvoje ir Švedijoje aptiktas nekilnojamojo turto burbulas 2008–2009 m. gali būti susijęs su finansine krize, kuri vyravo visame pasaulyje ir stipriai paveikė viso pasaulio nekilnojamojo turto kainas, o 2018–2022 m. laikotarpis gali būti susijęs su ekonominiais nuosmukiais patirtais šiuo laikotarpiu – COVID-19 pandemijos sukelta recesija, naftos krizė ir Rusijos invazija į Ukrainą. Iš istorinių duomenų galima patvirtinti, kad jeigu šalys laiku nesugeba suvaldyti ekonominio šoko, būtent koks buvo 2007–2009 m. per finansinę krizę, nekilnojamojo turto kainos gali nukristi žemiau turto vertės ir taip sukelti problemų vartotojams vykdant finansinius išpareigojimus ir didinti bankroto tikimybę. Prie nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo labai stipriai prisidėjo investuotojai, kurie spekuliaciniais tikslais superka nekilnojamąjį turtą ir jį parduoda brangiau. Kadangi nekilnojamojo turto paklausa viršija pasiūlą, vartotojai neturi kito pasirinkimo, tik pirkti būstą brangiau. Tokiu atveju formuojasi spekuliaciniai nekilnojamojo turto burbulai. Nekilnojamojo turto pokyčiai dažnai turi įtakos gyventojų, ūkio subjektų ir valdžios sprendimams. Remiantis istoriniais duomenimis, nekilnojamojo turto burbulų susiformavimo laikotarpiai dažnai būna lydimi ir finansų krizių, kadangi tiek NT rinka, tiek finansų sektorius turi glaudų ryšį. Jeigu susiformavęs NT burbulas trumpalaikis, tai šalies finansų sektorius sugeba atsilaikyti. Toks atvejis matomas ir Švedijoje, kai aptiktas susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas per finansų krizę 2007–2009 m. nelėmė staigaus būsto kainų kritimo. Tačiau Lietuvoje tuo pačiu laikotarpiu aptiktas nekilnojamojo turto burbulas buvo žymiai ilgesnis, todėl matoma, kad Lietuvos finansų sektorius nesugebėjo atsistatyti, o būsto kainos pradėjo labai stipriai kristi. Vertinant dabartinę situaciją (2020–2022 m.), kai Lietuvoje ir Švedijoje taip pat aptiktas nekilnojamojo turto burbulas, būtina šalims įvesti greitesnį NT sektoriaus valdymo mechanizmą, kad būtų užkirstas kelias jau istoriškai įvykusiam staigiam

būsto kainų mažėjimui, toks koks buvo Lietuvoje po finansų krizės. Svarbu užtikrinti sklandų NT ir finansų sektorių veikimą ir stabilizuoti nekilnojamojo turto kainas. Laikoma, kad nekilnojamojo turto rinka gali atlaikyti nedidelius ekonominius šokus, kai NT kainos krenta, tačiau nepasiekia tokio lygio, kai gyventojai turi parduoti nekilnojamąjį turtą. Tačiau istoriniai duomenys rodo, kad staigiai nukritusios nekilnojamojo turto kainos gali padidinti pasiūlą dėl privalomų pardavimų, o toks atvejis gali išbalansuoti rinkos pusiausvyrą. Todėl siekiant sustabdyti NT rinkos išbalansavimą, svarbu, kad valstybė imtųsi priemonių valdyti pačią NT rinką. Keletas iš būdų, kaip valdyti NT rinką, tai įvairūs apribojimai bei fiskalinė ir monetarinė politika. Vienas iš tokių, tai palūkanų kėlimas, kas galėtų sustabdyti tiek NT rinkos kainų kilimą, tiek pačią infliaciją. Būtent taip ir padarė Europos Centrinis bankas, kuris 2022 m. viduryje pakėlė EURIBOR normą, kuri beveik 10 metų buvo  $\leq 0$  proc. Valstybė taip pat turėtų kontroliuoti ir privačių rinkos subjektų veiklą bei jų investicijas, kadangi dažnai ne visi investuotojai sugeba įvertinti riziką NT rinkoje. Valstybė skirdama daugiau dėmesio investuotojams, galėtų kontroliuoti jų veiklą ir siekti, kad jų pelno siekimas kurtų pridėtinę vertę ekonomikai, o ne jai kenktų. Vienas iš tokių būdų, tai kontroliuoti jų rizikingus sandorius, kad jie būtų atliekami tik su galimybe padengti nuostolius. Šis atliktas tyrimas ne tik leido aptikti įvairius, ne visada ilgus, nekilnojamojo turto kainų netvaraus augimo epizodus ar besiformuojantį burbulą, tačiau ir įvertinti nekilnojamojo turto kainų pokyčius po nekilnojamojo turto burbulo susiformavimo laikotarpio. Tai leido įvertinti, kaip šalys susitvarko su nekilnojamojo turto burbulais ir ar suvaldo staigų kainų kritimą. Todėl svarbu laiku skirti ekonomikos skatinimo priemones ir stebėti, kad jos pasiektų tikslinį ekonomikos subjektą, šiuo atveju nekilnojamąjį turtą.

## Išvados ir rekomendacijos

1. Problemos analizė atskleidė, kad investuotojai daro didelę įtaką nekilnojamojo turto rinkai ir gali tiek tiesiogiai, tiek netiesiogiai prisidėti prie nekilnojamojo turto kainų pokyčių. Pastebima, kad jų sprendimai koreguoja nekilnojamojo turto kainas ir pačią nekilnojamojo turto rinką. Investuotojai, įvertindami situaciją rinkoje, gali priimti įvairius, ne visada racionalius, sprendimus susijusius su investicijomis į nekilnojamojo turto rinką. Investuotojai dėl savo sprendimų yra laikomi spekuliantais, o dėl jų elgesio susiformavę nekilnojamojo turto burbulai – spekuliaciniais. Jeigu nekilnojamojo turto nuomos kainos yra išaugusios, investuotojai pirks nekilnojamąjį turtą nuomos tikslais, o nekilnojamojo turto vertei sumažėjus, investuotojai sieks tokį turtą supirkti, kadangi ateityje tikėtis nekilnojamojo turto kainų augimo. Dėl spekuliacinių investuotojų elgesio, blogų jų prognozių ir pasitikėjimo istoriniais duomenimis bei aplinkinių elgesiu, gali išaugti nekilnojamojo turto kainos ir susiformuoti nekilnojamojo turto burbulai. Problemos analizė atskleidė, kad ne visada išaugusios nekilnojamojo turto kainos gali lemti nekilnojamojo turto burbulų susiformavimą, tačiau būtina stebėti, kodėl tos kainos kyla ir kokią įtaką kainų augimui daro investuotojai.
2. Teorinė nekilnojamojo turto rinkos burbulų vertinimo modelių analizė leido išanalizuoti pagrindinius modelius, kurių pagalba galima aptikti nekilnojamojo turto burbulus. Mokslinių tyrimų rezultatai leido išskirti pagrindines priežastis, kodėl susiformuoja nekilnojamojo turto burbulai – tai silpna finansų politika, per didelis likvidumas finansų sistemoje, per didelis vartotojų pasitikėjimas bankais ir dideli vartotojų ateities lūkesčiai dėl mažų palūkanų normų, investuotojų – spekuliantų elgesys rinkoje, paklausa neatitinka pasiūlos ir įvairių ekonominių rodiklių nuokrypiai. Išanalizavus mokslinę literatūrą, nuspręsta analizuoti šiuos nekilnojamojo turto burbulų aptikimo modelius: rodiklių analizės modelis, paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizė, nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių modelis ir būsto kainų lygio nustatymo modelis:
  - rodiklių analizės modelis kuriamas nustatant įvairius santykinius ryšius. Dažniausiai naudojami santykiniai rodikliai nekilnojamojo turto burbulų aptikimui, tai būsto kainos ir nuomos santykis, nuomos ir pajamų santykis, būsto kainos ir pajamų santykis, vartotojų sąnaudų ir būsto kainos santykis. Analizė leido nustatyti, kad santykiui viršijus ilgalaikį vidurkį, galima identifikuoti nekilnojamojo turto burbulą;
  - paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizė atskleidė, kad labiausiai būsto kainą veikia būsto nuomos kainos, BVP, vartotojų kainų indeksas, infliacija, gyventojų skaičius, nedarbo lygis, pajamos, skolinimosi palūkanų normos, statybų kainos, statybų leidimai, banko paskolų kiekis nekilnojamam turtui ir vartotojų kainų indeksas. Analizė parodė, kad kiekvieną šalį, kiekvienas veiksnys gali veikti skirtingai, todėl yra sudaroma daugialypė tiesinė regresijos lygtis ir ji lyginama su realiais rezultatais. Nuokrypiai signalizuoja nekilnojamojo turto kainų netvarų augimą / kritimą arba nekilnojamojo turto burbulų susiformavimą;
  - nekilnojamojo turto burbulų plitimo tarp šalių modelio analizė parodė, kad svarbu tirti nekilnojamojo turto burbulų plitimą tarp skirtingų šalių, kadangi stipresnės ekonomikos šalyje susiformavęs nekilnojamojo turto burbulas gali paveikti silpnesnę ekonomiką turinčias šalis. Stebint istorinius nekilnojamojo turto burbulų migravimo tarp šalių atvejus, galima įvertinti, kaip šalys yra susijusios tarpusavyje ir imantis įvairių priemonių sustabdyti nekilnojamojo turto burbulų plitimą tarp šalių ateityje;

- būsto kainų lygio nustatymo modelio analizė atskleidė, kad svarbu tirti būsto kainų lygį bei vertinti ar būsto kainos auga tvariai ir tolygiai su kitais makroekonominiais rodikliais. Analizė parodė, kad užfiksavus netvarų būsto kainų augimą, galima identifikuoti būsto kainų burbulą.
3. Sudaryta empirinio tyrimo metodologija remiantis moksliniais tyrimais. Tyrimui pasirinkta naudoti Lietuvos ir Švedijos nekilnojamojo turto kainas ir jų pokyčius 2006 m. I ketv.–2022 m. III ketv. Remiantis aprašytais moksliniais tyrimais, tyrimui atlikti pasirinkta naudoti tris skirtingus modelius – rodiklių analizės modelį, paklausai ir pasiūlai darančių fundamentaliųjų veiksnių analizę ir būsto kainų lygio nustatymo modelį.
4. Atlikto empirinio tyrimo, taikant skirtingus modelius, gauti rezultatai parodė:
- būsto kainų lygio įvertinimas buvo atliekamas keliais etapais. Būsto kainų ir būsto nuomos kainų indekso vertinimas remiantis statistiniais rodikliais parodė, kad Lietuvos, lyginant su Švedijos, būsto kainos ir būsto nuomos kainos yra pervertintos. Būsto kainų stacionarumo vertinimas linijinio grafiko, korelogramos bei ADF, PP ir KPSS testų pagalba parodė, kad Lietuvos ir Švedijos būsto kainų indeksų laiko eilutės dviem tirtais laikotarpiais (2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv) kinta nestacionariai vidurkio atžvilgiu, o tai rodo, kad būsto kainos kinta netolygiai vidurkio atžvilgiu. SADF testas Lietuvoje aptiko du, o Švedijoje tris nekilnojamojo turto epizodus: Lietuvoje – 2008 m. I ketv.–2009 m. II ketv. ir 2018 m. III ketv.–2022 m. III ketv., Švedijoje – 2008 m. I ketv.–2008 m. III ketv., 2014 m. I ketv.–2017 m. IV ketv. ir 2020 m. IV ketv.–2021 m. IV ketv. Rezultatus patvirtino ir ADF kritinio taško aptikimo testas;
  - taikant pasiūlai ir paklausai darančių fundamentaliųjų veiksnių tyrimą, koreliacijos ir Grangerio priežastingumo testo pagalba buvo atsirinkti veiksniai, kurie daro įtaką Lietuvos ir Švedijos būsto kainų indeksui. Iš atsirinktų veiksnių buvo sudaryta daugialypė tiesinė regresijos lygtis, kuri buvo lyginama su realiu būsto kainų indeksu (BKI). Galutinės daugialypės regresijos eilutes tiek Švedijos, tiek Lietuvos atveju veikė tokie veiksniai, kaip būsto kainos nuomos indeksas (NBKI), statybų kainų indeksas (STI) ir OMX atitinkami šalių akcijų indeksai. Išskirtinai tik Lietuvos sumodeliuotą BKI veikė tokie veiksniai, kaip bendro vidaus produkto indeksas (BVP) ir darbo užmokesčio indeksas (DU), o Švedijos sumodeliuotą būsto kainos indeksą išskirtinai veikė tokie veiksniai, kaip suteiktų paskolų būstui indeksas (PASK) ir vartotojų kainų indeksas (VKI). Didžiausias realaus būsto kainos indekso nuokrypis nuo sumodeliuoto Lietuvoje ir Švedijoje buvo užfiksuotas 2008 m., o tai patvirtina istoriškai buvusį nekilnojamojo turto burbulą Lietuvoje ir Švedijoje;
  - rodiklių, veikiančių nekilnojamojo turto kainą, tyrimas buvo atliekamas keliais etapais. Įvertinus, kad Lietuvos ir Švedijos būsto kainų, nuomos kainų, bendro vidaus produkto, palūkanų normos būstui, vartotojų kainų ir darbo užmokesčio indeksai kinta nestacionariai vidurkio atžvilgiu, pasirinkta, kad šie veiksniai bus naudojami rodiklių analizės modelyje. Visi apskaičiuoti santykiniai rodikliai (BKI/NBKI; BKI/DU; BKI/VKI) buvo lyginami su ilgalaikiu vidurkiu,  $\geq 20$  proc. nuokrypis nuo vidurkio signalizuoja netvarų būsto kainų augimą. Vertinant būsto kainos, nuomos kainos indeksų ir palūkanų normos būstui kitimo tendencijas nustatyta, kad Lietuvos būsto kainos ir nuomos kainos indeksai kinta priklausomai nuo palūkanų normos būstui, o Švedijos atveju priklausomybė nebuvo aptikta. Remiantis rezultatais, būsto kainos ir būsto nuomos santykis Lietuvoje buvo skaičiuojamas įvertinant palūkanų normą būstui. Visų skaičiuotų santykinųjų rodiklių  $\geq 20$  proc. nuokrypis nuo vidurkio Lietuvoje ir Švedijoje užfiksuotas po 2 kartus. Dažniausiai pasikartojantys laikotarpiai, tai

- finansinė krizė ir laikotarpis prieš ją ir COVID-19 pandemijos laikotarpis. Rezultatus patvirtino tirta būsto kainos ir BVP indeksų kitimo tendencija, kuri parodė, kad tuo metu, kada užfiksuotas būsto kainos nuokrypis nuo BVP, buvo užfiksuotas netvarus būsto kainų augimas;
- apibendrinus visus gautus rezultatus trys ir daugiau metodų aptiko būsto kainų burbulą Lietuvoje 2 kartus: 2006 m. IV ketv.–2009 m. I ketv. ir 2021 m. II ketv.–2022 m. III ketv., o Švedijoje 4 kartus: 2008 m. I ketv.–2008 m. II ketv., 2014 m. I ketv., 2017 m. III ketv. ir 2020 m. IV ketv. – 2022 m. II ketv. Rezultatai rodo, kad Švedijoje nekilnojamojo turto aptiktų burbulų trukmė yra trumpesnė nei Lietuvos, tai rodo, kad Švedijoje geriau yra tvarkomasi su būsto kainų reguliavimu ir greičiau pastebimos grėsmės dėl būsto kainų burbulų susiformavimo. Lietuvoje ir Švedijoje aptiktas nekilnojamojo turto burbulas 2008–2009 m. gali būti susijęs su finansine krize, kuri vyravo visame pasaulyje ir stipriai paveikė viso pasaulio nekilnojamojo turto kainas, o 2018–2022 m. laikotarpis gali būti susijęs su ekonominiais nuosmukiais patirtais šiuo laikotarpiu – COVID-19 pandemijos sukelta recesija, naftos krizė ir Rusijos invazija į Ukrainą. Iš istorinių duomenų galima patvirtinti, kad jeigu šalys laiku nesugeba suvaldyti ekonominio šoko, būtent koks buvo 2007–2009 m. per finansinę krizę, nekilnojamojo turto kainos gali nukristi žemiau turto vertės ir taip sukelti problemų vartotojams vykdant finansinius įsipareigojimus ir didinti bankroto tikimybę. Vertinant dabartinę situaciją (2020–2022 m.), kai Lietuvoje ir Švedijoje taip pat aptiktas nekilnojamojo turto burbulas, būtina šalims įvesti greitesnį NT sektoriaus valdymo mechanizmą, kad būtų užkirstas kelias jau istoriškai įvykusiam staigiam būsto kainų mažėjimui, toks koks buvo Lietuvoje po finansų krizės.

### **Rekomendacijos:**

1. mokslinių tyrimų rezultatai rodo, kad bendro nustatyto modelio, kuris leistų aptikti nekilnojamojo turto burbulus nėra, todėl svarbu nekilnojamojo turto burbulus tirti remiantis keliais tyrimo modeliais ir rezultatus lyginti tarpusavyje;
2. ne visada išaugusios nekilnojamojo turto kainos reiškia nekilnojamojo turto burbulo susiformavimą, tačiau, kai būsto kainos nukrypsta nuo tikrosios vertės arba išauga daugiau, nei makroekonominiai rodikliai, kurie veikia nekilnojamojo turto kainą, svarbu pritaikius tyrimo modelius iširti, ar nėra grėsmės, jog formuojasi nekilnojamojo turto burbulas;
3. tyrimo rezultatai leido aptikti nekilnojamojo turto burbulą šiuo laikotarpiu (2020-2022 m.), o tai rodo, kad yra grėsmė, kad būsto kainos gali pradėti staigiai kristi, o tai sukeltų neigiamų padarinių ekonomikai, o istoriniai duomenys rodo, kad nekilnojamojo turto burbulo sprogdimas gali net sukelti finansinę krizę visame pasaulyje. Todėl svarbu užtikrinti sklandų nekilnojamojo turto ir finansų sektorių veikimą ir stabilizuoti nekilnojamojo turto kainas. Laikoma, kad nekilnojamojo turto rinka gali atlaikyti nedidelius ekonominius šokus, kai NT kainos krenta, tačiau nepasiekia tokio lygio, kai gyventojai turi parduoti nekilnojamąjį turą. Valstybė taip pat turėtų kontroliuoti ir privačių rinkos subjektų veiklą bei jų investicijas, kadangi dažnai ne visi investuotojai sugeba įvertinti riziką NT rinkoje. Valstybė skirdama daugiau dėmesio investuotojams, galėtų kontroliuoti jų veiklą ir siekti, kad jų pelno siekimas kurtų pridėtinę vertę ekonomikai, o ne jai kenktų;
4. remiantis gautais tyrimo rezultatais, svarbu ir toliau stebėti ar prognozuoti nekilnojamojo turto kainas ir vertinti jų augimo / kritimo tempus, kad ateityje būtų išvengta staigaus būsto kainų kritimo ar būsto kainų dar didesnio išaugimo.

## Literatūros sąrašas

1. Aziz, B. (2012). Financial crisis 2007-2009. How real estate bubble and transparency and accountability issues generated and worsen the crisis. *Estudios Fronterizos*, 13(26), 201–221. doi: <https://doi.org/10.21670/ref.2012.26.a08>
2. Bago, J. L., Rherrad, I., Akakpo, K., & Ouédraogo, E. (2021). Real estate bubbles and contagion: Evidence from selected European Countries. *Review of Economic Analysis*, 13(4), 386-405. doi: <https://doi.org/10.15353/rea.v13i3.1823>
3. Bayer, P., Geissler, C., Mangum, K., & Roberts, J. (2011). Speculators and middleman: The strategy and performance of investors in the housing market. *The Review of Financial Studies*. doi: 10.3386/w16784
4. Bayer, P., Mangum, K., & Roberts, J. (2016). Speculative fever: Investor contagion in the housing bubble, working paper, Duke University. *National Bureau of Economic Research* doi: 10.3386/w22065
5. Bandt, O., Barhoumi K., & Bruneau C. (2010). The international transmission of house price shocks. In O. de Bandt, T. Knetsch, J. Pealosa and F. Zollino (Eds.), *Housing markets in Europe* (129–158). Heidelberg: Springer.
6. Black, A., Fraser, P., & Hoesli, M. (2006). House prices, fundamentals and bubbles. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(9-10), 1535-1555. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2006.00638.x>
7. Bourassa, S. C., Hoesli, M., & Oikarinen, E. (2019). Measuring House Price Bubbles. *Real Estate Economics*, 47(2), 534–563. doi: <https://doi.org/10.1111/1540-6229.12154>
8. Bourassa, S. C., Haurin, D. R., Hendershott, P. H., & Hoesli, M. (2015). Determinants of the homeownership rate: An international perspective. *Journal of Housing Research*, 24(2), 193-210. doi: <https://doi.org/10.1080/10835547.2015.12092104>
9. Brzezicka, J. (2021). Towards a Typology of Housing Price Bubbles: A Literature Review. *Housing, Theory, and Society*, 38(3), 320–342. doi: <https://doi.org/10.1080/14036096.2020.1758204>
10. Bulut, Z. B. (2009). Demand and supply of real estate market in Turkey: a cointegration analysis. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Ocak. Bilkent University. Prieiga per internetą: <https://www.proquest.com/openview/2f3a57761c543e45b5879c4199d763e3/1?pq-origsite=gscholar&cbl=2026366&diss=y>
11. Case, K. E. & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market? *Brookings Papers on Economic Activity* 2003(2), 299–342. Prieiga per internetą: <https://www.brookings.edu/bpea-articles/is-there-a-bubble-in-the-housing-market/>
12. Canas, S., Ferreira, F., & Meidutė-Kavaliauskienė, I. (2015). Setting rents in residential real estate: a methodological proposal using multiple criteria decision analysis. *International Journal of Strategic Property Management*, 19(4), 368-380. doi: <https://doi.org/10.3846/1648715X.2015.1093562>
13. Cocco, J. F. (2005). Portfolio choice in the presence of housing. *The Review of Financial Studies*, 18(2), 535–567. doi: <https://doi.org/10.1093/rfs/hhi006>
14. Cesa-Bianchi, A., Cespedes, L. F., & Rebucci, A. (2015). Global Liquidity, House Prices, and the Macroeconomy: Evidence from Advanced and Emerging Economies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(S1), 301–335. doi: <https://doi.org/10.1111/jmcb.12204>

15. Cheshire, P. & Hilber, C. (2020). What will Crashing the Economy do for the UK Housing Market? *LSECOVID-19 Blog*, 25th of May, mimeo. Prieiga per internetą: <https://eprints.lse.ac.uk/104574/>
16. D'Lima, W., & Schultz, P. (2021). Residential Real Estate Investments and Investor Characteristics. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 63(3), 354–393. doi: <https://doi.org/10.1007/s11146-020-09771-8>
17. Diop, M. (2018). Real Estate Investments, Product Market Competition and Stock Returns. *Real Estate Economics*, 46(2), 291–333. doi: <https://doi.org/10.1111/1540-6229.12201>
18. Doytch, N., & Uctum, M. (2011). Does the Worldwide Shift of FDI from Manufacturing to Services Accelerate Economic Growth? A GMM Estimation Study. *Journal of International Money and Finance* 30: 410–427. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.01.001>
19. Dreger, C., & Kholodilin, K. A. (2011). An early warning system to predict speculative house price bubbles. *Economics*, 7(1). doi: 10.2139/ssrn.1898561
20. Gao, Z., & Li, W. (2012). Real estate investors and the boom and bust of the US housing market, working paper. *Federal Reserve Bank of Philadelphia*. doi: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2024199>
21. Gerlach, S., Peng, W., (2005). Bank lending and property prices in Hong Kong. *Journal of Banking and Finance* 29, 461–481. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.05.015>
22. Gholipour, H. F., Al-mulali Usama, & Mohammed, A. H. (2014). Foreign investments in real estate, economic growth and property prices: evidence from OECD countries. *Journal of Economic Policy Reform*, 17(1), 33–45. doi: <https://doi.org/10.1080/17487870.2013.828613>
23. Gomez-Gonzalez, J. E., Gamboa-Arbeláez, J., Hirs-Garzón, J., & Pinchao-Rosero, A. (2018). When Bubble Meets Bubble: Contagion in OECD Countries. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 56(4), 546–566. doi: <https://doi.org/10.1007/s11146-017-9605-4>
24. Greenaway-McGrevy, R. & Phillips, P. C. (2016). Hot property in new zealand: Empirical evidence of housing bubbles in the metropolitan centres. *New Zealand Economic Papers* 50(1), 88–113. doi: <https://doi.org/10.1080/00779954.2015.1065903>
25. Grjebine, T. (2014). Globalisation des cycles immobiliers et d'équilibres financiers. *Reperes*, 73–90. Prieiga per internetą: <http://www.cepii.fr/CEPII/en/publications/em/abstract.asp?NoDoc=7120>.
26. Hagemann, D., & Wohlmann, M. (2019). An early warning system to identify house price bubbles. *Journal of European Real Estate Research*, 12(3), 291–310. doi: <https://doi.org/10.1108/JERER-03-2019-0006>
27. Hill, R. (2011). Hedonic price indexes for housing. *OECD Statistics Working Papers*, 2011(1), 1–61. doi: <https://doi.org/10.1787/18152031>
28. Himmelberg, C., Mayer, C. & Sinai, T. (2005). Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions. *Journal of Economic Perspectives* 19(4): 67–92. Prieiga per internetą: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/089533005775196769>
29. Hui, E. C., & Yue, S. (2006). Housing price bubbles in Hong Kong, Beijing and Shanghai: a comparative study. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33 (4), 299–327. Prieiga per internetą: <https://link.springer.com/article/10.1007/s11146-006-0335-2>
30. Yu, H. (2011). Size and characteristic of housing bubbles in China's major cities: 1999–2010. *China & World Economy*, 19(6), 56–75. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1749-124X.2011.01266.x>



31. Jin, Y., Zeng, Z. (2004). Residential investment and house prices in a multi-sector monetary business cycle model. *Journal of Housing Economics* 13, 268–286. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2004.08.001>
32. Johansen, S. (1996). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models. *Oxford University Press, Oxford*. Prieiga per internetą: [https://books.google.lt/books?hl=lt&lr=&id=pQpREAAAQBAJ&oi=fnd&pg=PR9&dq=1.%09Johansen,+S.+\(1996\).+Likelihood-Based+Inference+in+Cointegrated+Vector+Auto-Regressive+Models.+Oxford+University+Press,+Oxford&ots=23RKFXdf8v&sig=YwAop1kZz9\\_d3SkKQOC7EzGQIcs&redir\\_esc=y#v=onepage&q&f=false](https://books.google.lt/books?hl=lt&lr=&id=pQpREAAAQBAJ&oi=fnd&pg=PR9&dq=1.%09Johansen,+S.+(1996).+Likelihood-Based+Inference+in+Cointegrated+Vector+Auto-Regressive+Models.+Oxford+University+Press,+Oxford&ots=23RKFXdf8v&sig=YwAop1kZz9_d3SkKQOC7EzGQIcs&redir_esc=y#v=onepage&q&f=false)
33. Katagiri, M. et al. (2018). House price synchronization and financial openness: A dynamic factor model approach. *Technical report, International Monetary Fund*.
34. Kholodilin, K. A., J.-O. Menz, and B. Siliverstovs (2010). What drives housing prices down? Evidence from an international panel. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 230 (1), 59–76. doi: <https://doi.org/10.1515/jbnst-2010-0105>
35. Leung, C., (2004). Macroeconomics and housing: a review of the literature. *Journal of Housing Economics* 13, 249–267. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2004.09.002>
36. Liu, F., Liu, D., Malekian, R., Li, Z., & Wang, D. (2017). A measurement model for real estate bubble size based on the panel data analysis: An empirical case study. *PloS One*, 12(3), e0173287–e0173287. doi: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0173287>
37. Liu, S., & Su, Y. (2021). The impact of the COVID-19 pandemic on the demand for density: Evidence from the US housing market. *Economics letters*, 207, 110010. doi: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.110010>
38. Malović, M., Roganović, M., & Özer, M. (2021). Pricked by the Virus for good? Real Estate Bubbles and the Grand European Shutdown. *Management (Belgrade University, Faculty of Organizational Sciences)*, 26(3), 61–72. doi: <https://doi.org/10.7595/management.fon.2021.0023>
39. Martin, R. (2010). The Local Geographies of the Financial Crisis: From the Housing Bubble to Economic Recession and Beyond. *Journal of Economic Geography* 10(6): 1–32. doi: <https://doi.org/10.1093/jeg/lbq024>
40. Mendoza, E. G. & Terrones, M. E. (2008). An anatomy of credit booms: Evidence from macro aggregates and micro data. *NBER Working Papers* 14049. doi: 10.3386/w14049
41. Mikhed, V., Zemčík, P. (2009) Testing for Bubbles in Housing Markets: A Panel Data Approach. *J Real Estate Finan Econ* 38, 366–386. doi: <https://doi.org/10.1007/s11146-007-9090-2>
42. Muellbauer, J. and A. Murphy (2008). Housing markets and the economy: The assessment. *Oxford Review of Economic Policy* 24 (1), 1–33. doi: <https://doi.org/10.1093/oxrep/grn011>
43. Njoroge, P. K., Aduda, J. A., & Mugo, C. (2018). Investigating the existence of a bubble in the Kenyan real estate market. *International Journal of Data Science and Analysis*, 4(5), 89. doi: 10.11648/j.ijdsa.20180405.13
44. Oikarinen, E. (2009). Household borrowing and metropolitan housing price dynamics – Empirical evidence from Helsinki. *Journal of Housing Economics*, 18(2), 126–139. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.04.001>
45. Petris, P., Dotsis, G., & Alexakis, P. (2022). Bubble tests in the London housing market: A borough level analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 27(1), 1044–1063. doi: <https://doi.org/10.1002/ijfe.2199>

46. Phillips, P. C., Shi, S. & Yu, J. (2015). Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the s&p 500. *International Economic Review* 56(4), 1043–1078. doi: <https://doi.org/10.1111/iere.1213>
47. Phillips, P.C.B. & Hansen, B.E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions with I(1) Processes. *Review of Economic Studies* 57(1): 99–125. doi: 125, <https://doi.org/10.2307/2297545>
48. Pires, A. S. C., Ferreira, F. A. F., Alali, M. S., & Chang, H.-C. (2018). Barriers to real estate investments for residential rental purposes: mapping out the problem. *International Journal of Strategic Property Management*, 22(3), 168–178. doi: <https://doi.org/10.3846/ijspm.2018.1541>
49. Rashid, K., Tariq, Y. B., & Rehman, M. U. (2022). Behavioural errors and stock market investment decisions: recent evidence from Pakistan. *AJAR (Asian Journal of Accounting Research) (Online)*, 7(2), 129–145. doi: <https://doi.org/10.1108/AJAR-07-2020-0065>
50. Ren, Y., Xiong, C., & Yuan, Y. (2012). House price bubbles in China. *China Economic Review*, 23(4), 786-800. doi: <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2012.04.001>
51. Sah, V., Gallimore, P., & Sherwood Clements, J. (2010). Experience and real estate investment decision-making: a process-tracing investigation. *Journal of Property Research*, 27(3), 207–219. doi: <https://doi.org/10.1080/09599916.2010.518402>
52. Shiller, R.J. (2008). *The Subprime Solution: How Today's Financial Crisis Happened and What to Do About It*. Princeton, NJ: Princeton University Press
53. Šliupas, R. (2010). Spekuliantų vaidmuo Lietuvos nekilnojamojo turto rinkoje. *Akademinio jaunimo siekiai: ekonomikos, vadybos ir technologijų įžvalgos*, 68. Prieiga per internetą: <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=df56a7ee6969c3a2647638268bedcdd921c9ac6b#page=68>
54. Tsai, I.-C., & Lin, C.-C. (2022). A re-examination of housing bubbles: Evidence from European countries. *Economic Systems*, 46(2), 100971. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2022.100971>
55. Tupėnaitė, L., & Kanapeckienė, L. (2009). Nekilnojamojo turto kainų burbulas ir jo pasekmės Baltijos šalims. *Mokslas–Lietuvos ateitis*, 1(5), 103-108. Prieiga per internetą: [https://www.researchgate.net/profile/Laura-Tupenaite/publication/279691133\\_Real\\_Estate\\_Price\\_Bubble\\_and\\_Its\\_Impact\\_in\\_the\\_Baltic\\_States/links/57cfd2cb08aed6789701c948/Real-Estate-Price-Bubble-and-Its-Impact-in-the-Baltic-States.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Laura-Tupenaite/publication/279691133_Real_Estate_Price_Bubble_and_Its_Impact_in_the_Baltic_States/links/57cfd2cb08aed6789701c948/Real-Estate-Price-Bubble-and-Its-Impact-in-the-Baltic-States.pdf)
56. Zhou, W. and D. Sornette. (2006). Is There a Real Estate Bubble in the US? *Physica A* 361(1): 297–308. doi: <https://doi.org/10.1016/j.physa.2005.06.098>

## Informacijos šaltinių sąrašas

1. Euribor rates, (2023). *Euribor*. [žiūrėta 2023-01-15]. Prieiga per internetą: <https://www.euribor-rates.eu/en/>
2. Eurostat, (2023). *Building permits – quarterly data*. [žiūrėta 2023-02-26]. Prieiga per internetą: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/STS\\_COBP\\_Q/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/STS_COBP_Q/default/table?lang=en)
3. Eurostat, (2023). *GDP and main components (output, expenditure and income)*. [žiūrėta 2023-02-26]. Prieiga per internetą: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMQ\\_10\\_GDP\\_\\_custom\\_5007049/default/table](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMQ_10_GDP__custom_5007049/default/table)
4. Eurostat, (2023). *Harmonised index of consumer prices*. [žiūrėta 2023-02-26]. Prieiga per internetą: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/EI\\_CPHI\\_M\\_\\_custom\\_5074479/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/EI_CPHI_M__custom_5074479/default/table?lang=en)
5. Eurostat, (2023). *HICP*. [žiūrėta 2023-02-25]. Prieiga per internetą: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC\\_HICP\\_MANR\\_\\_custom\\_5008020/default/table](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC_HICP_MANR__custom_5008020/default/table)
6. Eurostat, (2023). *Construction producer prices or costs, new residential buildings - quarterly data*. [žiūrėta 2023-02-26]. Prieiga per internetą: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/STS\\_COPI\\_Q\\_\\_custom\\_5007516/default/table](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/STS_COPI_Q__custom_5007516/default/table)
7. Eurostat, (2023). *House price index (2015= 100)*. [žiūrėta 2023-02-25]. Prieiga per internetą: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC\\_HPI\\_Q\\_\\_custom\\_5005730/default/table](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC_HPI_Q__custom_5005730/default/table)
8. Eurostat, (2023). *Housing price statistics – house price index*. [žiūrėta 2023-01-15]. Prieiga per internetą: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Housing\\_price\\_statistics\\_house\\_price\\_index#Annual\\_and\\_quarterly\\_growth\\_rates](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Housing_price_statistics_house_price_index#Annual_and_quarterly_growth_rates)
9. Eurostat, (2023). *Population and employment*. [žiūrėta 2023-02-26]. Prieiga per internetą: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMQ\\_10\\_PE\\_\\_custom\\_5007959/default/table](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMQ_10_PE__custom_5007959/default/table)
10. Lietuvos bankas, (2023). *Paskolų palūkanų normos*. [žiūrėta 2023-03-02]. Prieiga per internetą: <https://www.lb.lt/lt/paskolu-palukanu-normos>
11. Lietuvos bankas, (2023). *Paskolos gyventojams*. [žiūrėta 2023-03-02]. Prieiga per internetą: <https://www.lb.lt/lt/paskolos-gyventojams>
12. Nasdaq Baltic, (2023). *Baltijos rinkos indeksai* [žiūrėta 2023-03-02]. Prieiga per internetą: <https://nasdaqbaltic.com/statistics/lt/charts>
13. Nasdaq, (2023). *OMX Stockholm 30 index*. [žiūrėta 2023-03-02]. Prieiga per internetą: [https://www.nasdaqomxnordic.com/indexes/historical\\_prices?Instrument=SE0000337842](https://www.nasdaqomxnordic.com/indexes/historical_prices?Instrument=SE0000337842)
14. Oficialiosios statistikos portalas, (2023). *Gyventojų užimtumas ir nedarbas*. [žiūrėta 2023-02-26]. Prieiga per internetą: <https://osp.stat.gov.lt/gyventoju-uzimtumo-tyrimo-duomenys>
15. Statistics Sweden, (2023). *Financial market statistics*. [žiūrėta 2023-03-02]. Prieiga per internetą: <https://www.scb.se/en/finding-statistics/statistics-by-subject-area/financial-markets/financial-market-statistics/financial-market-statistics/>
16. Statistics Sweden, (2023). *Labour Force Surveys (LFS)*. [žiūrėta 2023-02-26]. Prieiga per internetą: <https://www.scb.se/en/finding-statistics/statistics-by-subject-area/labour-market/labour-force-surveys/labour-force-surveys-lfs/>

## Priedai

### 1 priedas. Lietuvos nekoreguoti duomenys

Data	BKI	NBKI	Statybų kainos indeksas	Infliacija (proc.)	Nedarbo lygis (proc.)	Gyventojų skaičius (tūkst.)	BVP (mln. Eur)	Naujų gyvenamųjų namų statybų leidimų indeksas	Darbo užmokestis	Palūkanų norma būstui (proc.)	Suteiktos paskolos būstui (mln. Eur.)	OMX Vilnius indekso kaina	VKI
2006Q1	86,60	46,57	78,0	3	6,7	3 269,91	5 034,30	86,5	1 695,9	4,16	6105,8	430,48	73,48
2006Q2	87,40	49,54	80,8	3,7	5,6	3 269,91	5 880,70	118,3	1 988,0	4,28	6887,9	385,48	74,5
2006Q3	96,21	51,34	83,5	3,3	5,7	3 269,91	6 450,40	159,0	2 104,0	4,52	7787,8	420,17	74,73
2006Q4	106,78	52,61	85,8	4,6	5,1	3 269,91	6 687,90	124,9	2 346,4	4,79	8554,8	492,65	76,24
2007Q1	111,26	55,17	87,6	4,7	5,1	3 231,29	6 023,80	121,3	1 971,8	5,00	9701,1	493,53	76,97
2007Q2	115,87	60,59	93,8	5	4,1	3 231,29	7 168,80	137,2	2 377,2	5,53	11087,1	532,9	78,21
2007Q3	123,42	72,37	98,2	7,1	3,8	3 231,29	7 826,80	134,7	2 490,2	6,03	12708	569,04	80,07
2007Q4	125,67	78,68	101,3	8,2	4	3 231,29	7 991,90	175,9	2 824,8	6,79	14177,2	514,23	82,49
2008Q1	129,90	81,09	103,3	11,4	5	3 198,23	7 158,60	121,0	2 384,9	6,69	15153,4	466,88	85,77
2008Q2	134,49	86,84	105,8	12,7	4,6	3 198,23	8 474,00	140,0	2 844,5	6,43	16239,5	424,34	88,12
2008Q3	132,09	90,88	106,6	11,3	5,9	3 198,23	8 732,40	125,5	2 943,3	6,56	17299,6	320,76	89,08
2008Q4	122,54	91,59	101,6	8,5	7,8	3 198,23	8 295,00	85,0	3 015,8	7,73	18040,7	179,25	89,47
2009Q1	97,97	81,40	94,8	7,4	12,1	3 162,92	6 385,90	50,2	2 260,3	8,18	18198,5	158,43	92,09
2009Q2	92,79	78,32	89,4	3,9	13,8	3 162,92	7 056,30	69,9	2 445,0	8,14	18133,8	180,42	91,54
2009Q3	88,52	75,75	87,4	2,3	13,7	3 162,92	6 815,80	53,7	2 326,2	8,19	18113,3	310,54	91,14
2009Q4	84,41	67,21	85,1	1,2	15,5	3 162,92	6 639,10	49,7	2 288,9	7,37	18083,5	261,77	90,52
2010Q1	82,75	59,29	83,6	-0,4	18,2	3 097,28	6 285,10	41,1	2 155,9	5,80	18040,8	314,39	91,76
2010Q2	84,57	61,91	84,4	0,9	18,2	3 097,28	7 123,60	58,2	2 308,6	4,34	18016,9	305,49	92,38
2010Q3	83,94	65,18	86,0	1,8	17,7	3 097,28	7 340,50	82,3	2 245,2	3,98	17942,4	359,77	92,76
2010Q4	85,55	62,32	85,5	3,6	17,2	3 097,28	7 284,70	64,6	2 341,3	3,93	17933,9	409,65	93,8
2011Q1	89,20	61,76	84,8	3,7	17,1	3 028,12	6 914,70	40,0	2 245,6	3,79	17919,7	400,13	95,19

2011Q2	89,88	65,58	88,2	4,8	15,6	3 028,12	7 987,30	54,9	2 457,6	3,79	17931,7	396,35	96,83
2011Q3	89,67	65,88	89,7	4,7	14,9	3 028,12	8 366,90	64,2	2 399,2	3,88	17967	332,79	97,09
2011Q4	90,31	63,72	89,8	3,5	13,9	3 028,12	8 048,30	56,6	2 570,5	3,89	17911,3	298,78	97,06
2012Q1	89,99	67,57	88,6	3,7	14,5	2 987,77	7 496,90	56,5	2 430,1	3,72	17721,9	314,85	98,72
2012Q2	89,05	70,58	90,3	2,6	13,3	2 987,77	8 338,60	78,3	2 601,6	3,45	17675,2	339,89	99,38
2012Q3	89,94	76,59	92,0	3,3	12,5	2 987,77	8 978,30	75,0	2 529,7	3,29	17657,3	343,8	100,33
2012Q4	89,25	72,61	92,4	2,9	13,2	2 987,77	8 596,40	88,3	2 682,9	3,03	17644,8	355,08	99,89
2013Q1	89,86	70,19	92,9	1,6	13,1	2 957,69	7 715,60	60,2	2 541,6	2,80	17571,3	393,63	100,34
2013Q2	91,20	75,81	94,5	1,3	11,7	2 957,69	8 784,30	138,0	2 770,8	2,81	17577,5	403,99	100,71
2013Q3	89,60	79,85	96,0	0,5	10,9	2 957,69	9 532,30	89,3	2 709,1	2,70	17633,5	421,98	100,84
2013Q4	91,92	77,36	96,3	0,5	11,4	2 957,69	9 007,40	65,7	2 805,7	2,51	17674,5	421,6	100,34
2014Q1	93,33	79,04	96,8	0,4	12,4	2 932,37	8 187,20	58,3	2 734,9	2,47	17622,2	451,48	100,72
2014Q2	97,11	85,76	97,7	0,3	11,2	2 932,37	9 209,10	101,0	2 969,4	2,39	17716,7	471,95	100,99
2014Q3	98,68	90,00	98,4	0	9,1	2 932,37	9 899,80	95,0	2 822,6	2,33	17815,9	458,1	100,85
2014Q4	96,76	87,59	98,8	-0,1	10,1	2 932,37	9 285,20	77,7	2 974,0	2,20	17953,9	452,42	100,23
2015Q1	97,49	90,52	98,4	-1,1	10	2 904,91	8 212,00	64,6	2 919,8	1,96	17688	493,21	99,63
2015Q2	100,49	100,92	100,1	-0,2	9,4	2 904,91	9 366,90	95,5	3 143,0	1,83	17872,6	497,46	100,77
2015Q3	102,07	109,48	100,9	-0,8	8,3	2 904,91	10 131,10	92,8	3 056,2	1,93	18123,5	479,82	100,01
2015Q4	99,95	105,24	100,5	-0,2	8,8	2 904,91	9 635,70	147,1	3 197,4	1,92	18407	485,99	99,98
2016Q1	100,78	108,86	101,1	0,8	8,3	2 868,23	8 564,70	79,6	3 158,0	1,96	18619,6	508,34	100,41
2016Q2	103,91	110,23	101,5	0,4	8	2 868,23	9 742,80	131,1	3 378,4	1,97	18924,6	510,69	101,13
2016Q3	107,48	111,24	102,9	0,6	7,5	2 868,23	10 473,40	114,2	3 321,0	1,96	19232	543,58	100,63
2016Q4	109,43	110,57	103,3	2	7,6	2 868,23	10 109,00	162,1	3 513,5	1,93	19637,9	558,5	101,94
2017Q1	111,07	109,05	104,4	3,2	8	2 828,40	9 313,90	138,0	3 394,1	2,01	19947,9	565,13	103,58
2017Q2	114,52	109,00	105,8	3,5	7	2 828,40	10 491,00	107,2	3 714,6	2,01	20304,1	597,07	104,66
2017Q3	116,66	112,59	107,9	4,6	6,6	2 828,40	11 455,40	116,2	3 606,6	2,05	20750,3	641,84	105,28
2017Q4	116,94	113,06	108,1	3,8	6,7	2 828,40	11 016,00	103,9	3 841,6	2,05	21381,5	653,29	105,82
2018Q1	119,78	115,68	108,2	2,5	7,2	2 801,54	10 013,00	135,7	3 739,1	2,16	21682,9	702,25	106,15
2018Q2	123,00	116,70	109,5	2,6	5,9	2 801,54	11 291,80	126,6	4 025,5	2,22	22078,6	709,95	107,33

2018Q3	124,35	117,82	111,2	2,4	5,6	2 801,54	12 151,80	102,1	3 985,1	2,3	22563,1	689,27	107,85
2018Q4	125,59	121,55	112,0	1,8	6	2 801,54	12 058,60	100,2	4 188,1	2,32	23087,7	616,9	107,68
2019Q1	129,20	124,43	113,1	2,6	6,5	2 794,14	10 813,20	65,7	5 105,9	2,37	23545,9	655,28	108,88
2019Q2	131,11	127,03	115,3	2,4	6,1	2 794,14	12 163,30	129,2	5 551,8	2,4	24010,2	665,87	109,87
2019Q3	132,36	128,34	116,8	2	6,1	2 794,14	13 055,80	138,1	5 453,6	2,39	24526,3	690,62	110,02
2019Q4	133,77	127,53	117,4	2,7	6,4	2 794,14	12 875,90	106,0	5 789,3	2,34	25070,5	712,14	110,62
2020Q1	137,26	128,78	117,0	1,7	7,1	2 794,89	11 429,90	105,9	5 628,2	2,31	25703,3	604,56	110,69
2020Q2	140,25	128,77	117,4	0,9	8,5	2 794,89	11 825,50	113,6	5 638,7	2,41	26186,5	737,71	110,81
2020Q3	140,85	130,26	118,3	0,6	9,3	2 794,89	13 516,10	86,4	5 592,0	2,33	26581,7	778,37	110,66
2020Q4	146,35	130,95	118,9	-0,1	9	2 794,89	12 998,00	138,1	6 146,7	2,21	27209,5	816,64	110,54
2021Q1	153,69	130,19	118,7	1,6	7,5	2 808,38	12 064,60	157,9	6 073,9	2,19	27869,1	848,89	112,43
2021Q2	158,87	131,07	124,7	3,5	7,4	2 808,38	13 760,30	137,7	6 611,4	2,21	28676,5	924,5	114,74
2021Q3	167,44	133,91	128,4	6,4	6,7	2 808,38	15 304,80	130,6	6 433,3	2,13	29521	933,72	117,72
2021Q4	175,36	138,61	131,1	10,7	7	2 808,38	15 049,30	144,6	6 892,0	2,04	30306,3	966,13	122,37
2022Q1	183,12	143,79	138,0	15,6	6,3	2 801,62	14 492,10	126,0	7 139,1	2,02	31177,2	894,84	129,93
2022Q2	193,91	153,08	148,4	20,5	5,2	2 822,88	16 285,00	140,3	7 754,4	2,17	32147,2	890,6	138,31
2022Q3	199,70	158,84	152,5	22,5	5,7	2 835,70	18 594,80	110,3	7 323,5	3,46	33125,4	894,83	144,23

**2 priedas. Lietuvos duomenys unifikuoti, kai laikoma, kad 2015 m. vidurkis lygus 100**

Data	BKI	NBKI	Statybų kainos indeksas	Infliacija	Nedarbo lygis	Gyventojų skaičius	BVP	Naujų gyvenamųjų namų statybų leidimų indeksas	Darbo užmokestis	Palūkanų norma būstui	Suteiktos paskolos būstui	OMX Vilnius indekso kaina	VKI
2006Q1	86,60	46,57	78,00	-521,74	73,42	112,56	53,92	86,50	55,08	217,80	33,88	88,01	73,48
2006Q2	87,40	49,54	80,80	-643,48	61,37	112,56	62,99	118,30	64,56	224,08	38,22	78,81	74,50
2006Q3	96,21	51,34	83,50	-573,91	62,47	112,56	69,09	159,00	68,33	236,65	43,21	85,90	74,73
2006Q4	106,78	52,61	85,80	-800,00	55,89	112,56	71,63	124,90	76,20	250,79	47,47	100,72	76,24
2007Q1	111,26	55,17	87,60	-817,39	55,89	111,24	64,52	121,30	64,04	261,78	53,83	100,90	76,97
2007Q2	115,87	60,59	93,80	-869,57	44,93	111,24	76,78	137,20	77,20	289,53	61,52	108,95	78,21
2007Q3	123,42	72,37	98,20	-1 234,78	41,64	111,24	83,83	134,70	80,87	315,71	70,51	116,34	80,07
2007Q4	125,67	78,68	101,30	-1 426,09	43,84	111,24	85,60	175,90	91,74	355,50	78,66	105,13	82,49
2008Q1	129,90	81,09	103,30	-1 982,61	54,79	110,10	76,67	121,00	77,45	350,26	84,08	95,45	85,77
2008Q2	134,49	86,84	105,80	-2 208,70	50,41	110,10	90,76	140,00	92,38	336,65	90,11	86,76	88,12
2008Q3	132,09	90,88	106,60	-1 965,22	64,66	110,10	93,53	125,50	95,59	343,46	95,99	65,58	89,08
2008Q4	122,54	91,59	101,60	-1 478,26	85,48	110,10	88,85	85,00	97,94	404,71	100,10	36,65	89,47
2009Q1	97,97	81,40	94,80	-1 286,96	132,60	108,88	68,40	50,20	73,41	428,27	100,98	32,39	92,09
2009Q2	92,79	78,32	89,40	-678,26	151,23	108,88	75,58	69,90	79,41	426,18	100,62	36,89	91,54
2009Q3	88,52	75,75	87,40	-400,00	150,14	108,88	73,00	53,70	75,55	428,80	100,50	63,49	91,14
2009Q4	84,41	67,21	85,10	-208,70	169,86	108,88	71,11	49,70	74,34	385,86	100,34	53,52	90,52
2010Q1	82,75	59,29	83,60	69,57	199,45	106,62	67,32	41,10	70,02	303,66	100,10	64,28	91,76
2010Q2	84,57	61,91	84,40	-156,52	199,45	106,62	76,30	58,20	74,98	227,23	99,97	62,46	92,38
2010Q3	83,94	65,18	86,00	-313,04	193,97	106,62	78,62	82,30	72,92	208,38	99,55	73,55	92,76
2010Q4	85,55	62,32	85,50	-626,09	188,49	106,62	78,02	64,60	76,04	205,76	99,51	83,75	93,80
2011Q1	89,20	61,76	84,80	-643,48	187,40	104,24	74,06	40,00	72,93	198,43	99,43	81,81	95,19
2011Q2	89,88	65,58	88,20	-834,78	170,96	104,24	85,55	54,90	79,82	198,43	99,49	81,03	96,83
2011Q3	89,67	65,88	89,70	-817,39	163,29	104,24	89,62	64,20	77,92	203,14	99,69	68,04	97,09
2011Q4	90,31	63,72	89,80	-608,70	152,33	104,24	86,20	56,60	83,48	203,66	99,38	61,09	97,06
2012Q1	89,99	67,57	88,60	-643,48	158,90	102,85	80,30	56,50	78,92	194,76	98,33	64,37	98,72

2012Q2	89,05	70,58	90,30	-452,17	145,75	102,85	89,31	78,30	84,49	180,63	98,07	69,49	99,38
2012Q3	89,94	76,59	92,00	-573,91	136,99	102,85	96,16	75,00	82,16	172,25	97,97	70,29	100,33
2012Q4	89,25	72,61	92,40	-504,35	144,66	102,85	92,07	88,30	87,13	158,64	97,90	72,60	99,89
2013Q1	89,86	70,19	92,90	-278,26	143,56	101,82	82,64	60,20	82,54	146,60	97,49	80,48	100,34
2013Q2	91,20	75,81	94,50	-226,09	128,22	101,82	94,09	138,00	89,99	147,12	97,53	82,60	100,71
2013Q3	89,60	79,85	96,00	-86,96	119,45	101,82	102,10	89,30	87,98	141,36	97,84	86,27	100,84
2013Q4	91,92	77,36	96,30	-86,96	124,93	101,82	96,48	65,70	91,12	131,41	98,07	86,20	100,34
2014Q1	93,33	79,04	96,80	-69,57	135,89	100,95	87,69	58,30	88,82	129,32	97,78	92,30	100,72
2014Q2	97,11	85,76	97,70	-52,17	122,74	100,95	98,64	101,00	96,44	125,13	98,30	96,49	100,99
2014Q3	98,68	90,00	98,40	0,00	99,73	100,95	106,03	95,00	91,67	121,99	98,85	93,66	100,85
2014Q4	96,76	87,59	98,80	17,39	110,68	100,95	99,45	77,70	96,59	115,18	99,62	92,50	100,23
2015Q1	97,49	90,52	98,40	191,30	109,59	100,00	87,96	64,60	94,83	102,62	98,14	100,84	99,63
2015Q2	100,49	100,92	100,10	34,78	103,01	100,00	100,33	95,50	102,08	95,81	99,17	101,71	100,77
2015Q3	102,07	109,48	100,90	139,13	90,96	100,00	108,51	92,80	99,26	101,05	100,56	98,10	100,01
2015Q4	99,95	105,24	100,50	34,78	96,44	100,00	103,21	147,10	103,84	100,52	102,13	99,36	99,98
2016Q1	100,78	108,86	101,10	-139,13	90,96	98,74	91,73	79,60	102,56	102,62	103,31	103,93	100,41
2016Q2	103,91	110,23	101,50	-69,57	87,67	98,74	104,35	131,10	109,72	103,14	105,00	104,41	101,13
2016Q3	107,48	111,24	102,90	-104,35	82,19	98,74	112,18	114,20	107,86	102,62	106,71	111,13	100,63
2016Q4	109,43	110,57	103,30	-347,83	83,29	98,74	108,27	162,10	114,11	101,05	108,96	114,18	101,94
2017Q1	111,07	109,05	104,40	-556,52	87,67	97,37	99,76	138,00	110,23	105,24	110,68	115,54	103,58
2017Q2	114,52	109,00	105,80	-608,70	76,71	97,37	112,37	107,20	120,64	105,24	112,66	122,07	104,66
2017Q3	116,66	112,59	107,90	-800,00	72,33	97,37	122,70	116,20	117,13	107,33	115,13	131,22	105,28
2017Q4	116,94	113,06	108,10	-660,87	73,42	97,37	117,99	103,90	124,76	107,33	118,64	133,56	105,82
2018Q1	119,78	115,68	108,20	-434,78	78,90	96,44	107,25	135,70	121,43	113,09	120,31	143,57	106,15
2018Q2	123,00	116,70	109,50	-452,17	64,66	96,44	120,94	126,60	130,74	116,23	122,50	145,15	107,33
2018Q3	124,35	117,82	111,20	-417,39	61,37	96,44	130,15	102,10	129,42	120,42	125,19	140,92	107,85
2018Q4	125,59	121,55	112,00	-313,04	65,75	96,44	129,16	100,20	136,02	121,47	128,10	126,12	107,68
2019Q1	129,20	124,43	113,10	-452,17	71,23	96,19	115,82	65,70	165,82	124,08	130,65	133,97	108,88
2019Q2	131,11	127,03	115,30	-417,39	66,85	96,19	130,28	129,20	180,31	125,65	133,22	136,14	109,87



2019Q3	132,36	128,34	116,80	-347,83	66,85	96,19	139,84	138,10	177,12	125,13	136,09	141,20	110,02
2019Q4	133,77	127,53	117,40	-469,57	70,14	96,19	137,91	106,00	188,02	122,51	139,10	145,60	110,62
2020Q1	137,26	128,78	117,00	-295,65	77,81	96,21	122,42	105,90	182,79	120,94	142,62	123,60	110,69
2020Q2	140,25	128,77	117,40	-156,52	93,15	96,21	126,66	113,60	183,13	126,18	145,30	150,82	110,81
2020Q3	140,85	130,26	118,30	-104,35	101,92	96,21	144,77	86,40	181,61	121,99	147,49	159,14	110,66
2020Q4	146,35	130,95	118,90	17,39	98,63	96,21	139,22	138,10	199,63	115,71	150,97	166,96	110,54
2021Q1	153,69	130,19	118,70	-278,26	82,19	96,68	129,22	157,90	197,26	114,66	154,63	173,55	112,43
2021Q2	158,87	131,07	124,70	-608,70	81,10	96,68	147,38	137,70	214,72	115,71	159,11	189,01	114,74
2021Q3	167,44	133,91	128,40	-1 113,04	73,42	96,68	163,93	130,60	208,93	111,52	163,80	190,90	117,72
2021Q4	175,36	138,61	131,10	-1 860,87	76,71	96,68	161,19	144,60	223,83	106,81	168,16	197,52	122,37
2022Q1	183,12	143,79	138,00	-2 713,04	69,04	96,44	155,22	126,00	231,86	105,76	172,99	182,95	129,93
2022Q2	193,91	153,08	148,40	-3 565,22	56,99	97,18	174,42	140,30	251,84	113,61	178,37	182,08	138,31
2022Q3	199,70	158,84	152,50	-3 913,04	62,47	97,62	199,16	110,30	237,85	181,15	183,80	182,95	144,23

### 3 priedas. Švedijos nekoreguoti duomenys

Data	BKI	NBKI	Statybų kainos indeksas	Infliacija (proc.)	Nedarbo lygis (proc.)	Gyventojų skaičius (tūkst.)	BVP (mln.eur)	Naujų gyvenamųjų namų statybų leidimų indeksas	Darbo užmokestis	Palūkanų norma būstui (proc.)	Suteiktos paskolos būstui (mln. Eur.)	OMX Stockholm indekso kaina	VKI
2006Q1	56,39	82,38	75,6	1,4	8,1	9 057,00	79 720,00	61,6	29 655,9	3,6573	4 797 794	1 059,94	87,93
2006Q2	58,00	82,55	77,2	1,9	8,7	9 075,00	85 508,80	99,0	31 915,2	3,7201	4 936 580	956,49	88,59
2006Q3	59,54	82,73	78,3	1,2	6,3	9 093,00	81 848,50	67,3	32 060,7	3,8634	5 080 782	1 039,34	88,75
2006Q4	59,90	82,79	79,2	1,5	6,3	9 108,00	90 371,20	129,6	32 471,3	4,0304	5 236 047	1 147,27	88,91
2007Q1	62,19	83,24	80,5	1,6	7,2	9 120,00	86 799,20	52,1	32 371,5	4,1903	5 369 357	1 214,41	89,37
2007Q2	65,98	84,00	82,0	1,3	7,9	9 135,00	91 249,10	76,7	34 120,9	4,3281	5 520 090	1 254,86	89,78
2007Q3	68,36	84,17	83,2	1,6	5,8	9 154,00	86 171,90	52,5	34 046,6	4,5199	5 674 266	1 221,54	90,14
2007Q4	66,41	84,33	83,5	2,5	5,8	9 175,00	94 687,50	53,8	34 424,4	4,7523	5 834 613	1 081,44	91,16
2008Q1	66,61	85,38	84,3	3,3	6,5	9 189,50	88 077,90	57,8	33 910,1	4,8850	5 969 695	952,13	92,3
2008Q2	67,90	86,19	86,3	4	8,3	9 205,30	94 473,80	54,5	36 197,9	5,0358	6 132 028	857,65	93,37
2008Q3	67,42	86,36	87,7	4,2	6,1	9 228,40	87 654,10	36,4	35 231,3	5,3815	6 265 862	768,49	93,91
2008Q4	63,96	86,56	87,0	2,1	6,6	9 249,20	85 058,70	52,1	32 144,1	4,5558	6 368 986	662,33	93,1
2009Q1	65,72	88,01	87,4	1,9	8,5	9 263,10	73 645,20	42,5	29 518,3	3,5605	6 472 065	653,04	94,04
2009Q2	67,65	89,19	87,9	1,6	10,0	9 281,10	79 568,40	45,8	31 304,9	3,1393	6 617 838	795,8	94,82
2009Q3	69,51	89,24	88,0	1,4	8,5	9 308,80	77 464,80	37,5	31 909,5	2,8212	6 771 295	896,76	95,19
2009Q4	71,38	89,25	88,7	2,8	8,8	9 333,00	84 062,20	51,0	31 600,5	2,6132	6 939 672	951,72	95,7
2010Q1	72,44	89,78	89,2	2,5	9,6	9 347,40	84 555,90	54,8	32 728,8	2,5302	7 072 752	1 021,08	96,36
2010Q2	73,33	90,41	90,4	1,6	9,8	9 364,00	94 550,20	67,2	35 850,8	2,5517	7 217 195	1 005,93	96,32
2010Q3	74,44	90,58	90,6	1,5	8,1	9 387,80	92 759,90	47,2	36 677,3	2,7763	7 370 556	1 087,71	96,63
2010Q4	75,65	90,61	90,9	2,1	7,8	9 408,80	103 299,10	58,5	37 682,7	3,1845	7 514 712	1 155,57	97,72
2011Q1	76,32	91,78	91,7	1,4	8,6	9 421,80	101 142,00	60,8	38 829,6	3,6262	7 606 460	1 134,87	97,7
2011Q2	76,34	92,63	92,9	1,5	9,3	9 437,40	106 107,50	72,4	40 744,3	3,8435	7 717 006	1 115,23	97,74
2011Q3	76,16	92,73	93,5	1,5	7,2	9 459,00	99 785,50	41,6	40 034,0	3,9696	7 822 512	910,17	98,09
2011Q4	74,67	92,75	93,9	0,4	7,5	9 477,00	105 843,50	56,5	39 843,7	4,0762	7 918 178	987,85	98,15

2012Q1	75,55	94,21	94,6	1,1	8,2	9 489,00	102 661,30	42,8	40 467,4	4,0088	7 989 518	1 074,48	98,73
2012Q2	76,66	94,96	95,4	0,9	9,2	9 504,80	108 579,00	58,2	42 758,5	3,8546	8 083 307	1 019,06	98,64
2012Q3	77,56	95,14	95,9	1	7,8	9 527,20	107 150,20	43,6	44 773,6	3,7036	8 176 561	1 072,45	99,04
2012Q4	77,53	95,14	95,6	1	7,8	9 548,00	111 629,80	57,4	43 726,0	3,4334	8 261 920	1 104,73	99,17
2013Q1	78,69	96,43	96,5	0,5	9,0	9 564,70	108 241,40	57,3	43 454,0	3,2755	8 342 649	1 201,19	99,26
2013Q2	80,13	97,06	96,8	0,5	9,3	9 585,00	114 402,20	63,9	45 553,2	3,1777	8 448 101	1 151,00	99,09
2013Q3	81,54	97,14	97,2	0,5	7,7	9 610,90	106 532,50	57,3	44 836,9	3,1035	8 553 969	1 259,60	99,52
2013Q4	82,78	97,15	97,4	0,4	7,7	9 635,20	112 722,40	75,4	43 752,5	3,0110	8 665 159	1 332,95	99,53
2014Q1	85,18	98,12	97,7	-0,3	8,8	9 655,90	107 403,20	60,9	43 229,0	2,8689	8 751 044	1 364,97	98,92
2014Q2	87,07	98,75	97,5	0,5	9,3	9 681,30	113 086,60	74,7	45 049,4	2,7873	8 875 266	1 376,81	99,6
2014Q3	89,97	98,84	97,9	0	7,4	9 712,40	105 239,90	86,9	44 034,1	2,6100	9 012 635	1 403,00	99,56
2014Q4	91,39	98,85	98,0	0,3	7,2	9 738,50	113 148,60	81,3	43 110,0	2,3935	9 167 705	1 464,55	99,8
2015Q1	95,21	99,73	99,1	0,7	8,2	9 757,53	107 722,40	80,0	42 547,3	2,2040	9 299 111	1 667,73	99,66
2015Q2	98,37	100,12	99,9	0,4	8,7	9 780,76	117 436,10	113,7	45 686,2	2,0319	9 468 730	1 541,66	100
2015Q3	102,12	100,21	100,3	0,9	6,9	9 811,55	109 537,30	86,8	44 638,6	1,9281	9 681 334	1 416,89	100,45
2015Q4	104,30	100,21	100,7	0,7	6,9	9 840,15	120 947,40	119,5	44 962,9	1,8633	9 927 326	1 446,82	100,54
2016Q1	105,66	100,63	101,0	1,2	8,0	9 863,25	112 392,30	97,8	44 892,0	1,8254	10 078 583	1 365,70	100,85
2016Q2	106,90	100,95	101,9	1,2	7,8	9 891,57	122 485,60	140,8	47 638,4	1,7988	10 281 943	1 323,57	101,19
2016Q3	109,35	101,03	102,7	0,8	6,3	9 931,59	111 312,60	105,5	46 389,5	1,7734	10 464 542	1 439,08	101,29
2016Q4	111,06	101,04	103,2	1,7	6,7	9 975,34	120 081,80	150,6	45 369,6	1,7517	10 632 883	1 517,20	102,28
2017Q1	114,02	101,51	103,7	1,4	7,0	10 009,93	116 281,60	140,4	46 153,0	1,7499	10 795 967	1 587,63	102,25
2017Q2	115,97	101,82	104,6	1,8	7,5	10 039,48	122 700,60	168,3	48 027,0	1,7259	10 985 448	1 602,53	103
2017Q3	117,59	101,90	105,3	2,2	6,4	10 074,63	115 912,00	108,0	48 567,5	1,7090	11 170 324	1 637,82	103,51
2017Q4	114,13	101,90	106,0	1,7	6,2	10 107,63	124 859,40	122,4	47 379,9	1,6846	11 349 970	1 576,94	104,05
2018Q1	113,24	102,51	107,4	2	6,7	10 131,91	116 122,10	97,1	46 139,9	1,6617	11 495 437	1 535,35	104,25
2018Q2	114,04	102,91	108,8	2,1	7,4	10 158,13	120 822,40	117,6	47 594,6	1,6310	11 656 695	1 558,88	105,21
2018Q3	115,16	103,04	109,6	2,5	6,0	10 191,02	110 332,70	92,0	46 675,4	1,6106	11 811 788	1 662,36	106,05
2018Q4	114,96	103,06	110,2	2,2	6,3	10 219,74	123 467,10	146,6	46 869,6	1,6095	11 966 935	1 408,74	106,29
2019Q1	114,97	104,16	110,5	1,8	7,9	10 244,13	116 473,30	84,6	46 124,0	1,6987	12 089 606	1 553,42	106,1

2019Q2	116,51	104,86	112,4	1,6	7,4	10 270,75	121 863,50	125,0	48 115,3	1,6786	12 237 267	1 622,43	106,94
2019Q3	118,54	105,02	112,3	1,3	6,2	10 299,69	113 869,40	99,3	47 288,4	1,6545	12 397 151	1 647,67	107,43
2019Q4	118,73	105,07	113,0	1,7	6,3	10 321,79	124 661,10	95,6	46 829,1	1,6414	12 564 061	1 771,85	108,14
2020Q1	120,20	105,97	112,8	0,8	7,4	10 336,60	117 131,80	104,1	46 691,5	1,6792	12 715 689	1 482,43	106,97
2020Q2	120,30	106,77	109,2	0,9	10,0	10 349,31	115 359,30	139,2	47 646,4	1,6711	12 883 448	1 664,38	107,93
2020Q3	122,95	107,02	112,6	0,6	8,5	10 365,43	117 367,30	111,0	48 399,8	1,6459	13 058 621	1 829,40	108,06
2020Q4	124,99	107,04	113,1	0,6	8,6	10 378,59	130 876,00	125,4	48 972,7	1,5953	13 251 576	1 874,74	108,79
2021Q1	128,90	107,55	114,6	2,1	10,0	10 388,65	125 461,70	124,3	50 580,8	1,5575	13 424 835	2 192,86	109,22
2021Q2	133,44	108,39	116,2	1,8	10,3	10 407,28	135 082,50	176,3	53 419,2	1,5266	13 641 082	2 263,13	109,87
2021Q3	136,89	108,51	120,9	3	8,2	10 430,51	129 127,20	121,6	52 741,8	1,4984	13 891 635	2 259,18	111,29
2021Q4	138,62	108,52	124,1	4,5	7,3	10 448,40	147 460,90	173,2	52 934,3	1,4727	14 131 008	2 419,73	113,71
2022Q1	142,19	109,79	127,0	6,3	8,2	10 476,92	131 265,40	124,1	51 654,3	1,4862	14 321 102	2 095,17	116,12
2022Q2	142,86	110,27	133,7	8,9	8,6	10 517,65	145 075,10	140,8	55 380,0	1,6455	14 519 262	1 872,68	119,61
2022Q3	138,46	110,36	135,9	10,3	6,5	10 544,52	135 363,60	87,3	53 945,2	2,0908	14 650 648	1 828,98	122,7

4 priedas. Švedijos koreguoti duomenys, kai laikoma, kad 2015 m. vidurkis lygus 100.

Data	BKI	NBKI	Statybų kainos indeksas	Infliacija	Nedarbo lygis	Gyventojų skaičius	BVP	Naujų gyvenamųjų namų statybų leidimų indeksas	Darbo užmokestis	Palūkanų norma būstui	Suteiktos paskolos būstui	OMX Stockholm indekso kaina	VKI
2006Q1	56,39	82,38	75,60	207,41	105,54	92,44	69,98	61,60	66,70	182,24	50,01	69,81	87,93
2006Q2	58,00	82,55	77,20	281,48	113,36	92,63	75,07	99,00	71,79	185,37	51,45	63,00	88,59
2006Q3	59,54	82,73	78,30	177,78	82,08	92,81	71,85	67,30	72,11	192,51	52,96	68,46	88,75
2006Q4	59,90	82,79	79,20	222,22	82,08	92,96	79,34	129,60	73,04	200,83	54,58	75,56	88,91
2007Q1	62,19	83,24	80,50	237,04	93,81	93,08	76,20	52,10	72,81	208,80	55,97	79,99	89,37
2007Q2	65,98	84,00	82,00	192,59	102,93	93,24	80,11	76,70	76,75	215,67	57,54	82,65	89,78
2007Q3	68,36	84,17	83,20	237,04	75,57	93,43	75,65	52,50	76,58	225,23	59,14	80,46	90,14
2007Q4	66,41	84,33	83,50	370,37	75,57	93,65	83,12	53,80	77,43	236,81	60,81	71,23	91,16
2008Q1	66,61	85,38	84,30	488,89	84,69	93,79	77,32	57,80	76,27	243,42	62,22	62,71	92,30
2008Q2	67,90	86,19	86,30	592,59	108,14	93,96	82,94	54,50	81,42	250,93	63,91	56,49	93,37
2008Q3	67,42	86,36	87,70	622,22	79,48	94,19	76,95	36,40	79,24	268,16	65,31	50,62	93,91
2008Q4	63,96	86,56	87,00	311,11	85,99	94,40	74,67	52,10	72,30	227,02	66,38	43,62	93,10
2009Q1	65,72	88,01	87,40	281,48	110,75	94,55	64,65	42,50	66,39	177,42	67,46	43,01	94,04
2009Q2	67,65	89,19	87,90	237,04	130,29	94,73	69,85	45,80	70,41	156,43	68,98	52,41	94,82
2009Q3	69,51	89,24	88,00	207,41	110,75	95,01	68,00	37,50	71,77	140,58	70,58	59,06	95,19
2009Q4	71,38	89,25	88,70	414,81	114,66	95,26	73,80	51,00	71,08	130,22	72,33	62,68	95,70
2010Q1	72,44	89,78	89,20	370,37	125,08	95,41	74,23	54,80	73,62	126,08	73,72	67,25	96,36
2010Q2	73,33	90,41	90,40	237,04	127,69	95,58	83,00	67,20	80,64	127,15	75,23	66,25	96,32
2010Q3	74,44	90,58	90,60	222,22	105,54	95,82	81,43	47,20	82,50	138,34	76,82	71,64	96,63
2010Q4	75,65	90,61	90,90	311,11	101,63	96,03	90,68	58,50	84,76	158,68	78,33	76,11	97,72
2011Q1	76,32	91,78	91,70	207,41	112,05	96,17	88,79	60,80	87,34	180,69	79,28	74,75	97,70
2011Q2	76,34	92,63	92,90	222,22	121,17	96,32	93,15	72,40	91,65	191,52	80,43	73,45	97,74
2011Q3	76,16	92,73	93,50	222,22	93,81	96,55	87,60	41,60	90,05	197,80	81,53	59,95	98,09

2011Q4	74,67	92,75	93,90	59,26	97,72	96,73	92,92	56,50	89,62	203,12	82,53	65,06	98,15
2012Q1	75,55	94,21	94,60	162,96	106,84	96,85	90,12	42,80	91,02	199,76	83,28	70,77	98,73
2012Q2	76,66	94,96	95,40	133,33	119,87	97,01	95,32	58,20	96,18	192,07	84,25	67,12	98,64
2012Q3	77,56	95,14	95,90	148,15	101,63	97,24	94,07	43,60	100,71	184,55	85,22	70,64	99,04
2012Q4	77,53	95,14	95,60	148,15	101,63	97,45	98,00	57,40	98,35	171,09	86,11	72,76	99,17
2013Q1	78,69	96,43	96,50	74,07	117,26	97,62	95,02	57,30	97,74	163,22	86,96	79,12	99,26
2013Q2	80,13	97,06	96,80	74,07	121,17	97,83	100,43	63,90	102,46	158,34	88,05	75,81	99,09
2013Q3	81,54	97,14	97,20	74,07	100,33	98,10	93,52	57,30	100,85	154,65	89,16	82,96	99,52
2013Q4	82,78	97,15	97,40	59,26	100,33	98,34	98,96	75,40	98,41	150,04	90,32	87,79	99,53
2014Q1	85,18	98,12	97,70	-44,44	114,66	98,55	94,29	60,90	97,23	142,96	91,21	89,90	98,92
2014Q2	87,07	98,75	97,50	74,07	121,17	98,81	99,28	74,70	101,33	138,89	92,51	90,68	99,60
2014Q3	89,97	98,84	97,90	0,00	96,42	99,13	92,39	86,90	99,04	130,06	93,94	92,41	99,56
2014Q4	91,39	98,85	98,00	44,44	93,81	99,40	99,33	81,30	96,97	119,27	95,56	96,46	99,80
2015Q1	95,21	99,73	99,10	103,70	106,84	99,59	94,57	80,00	95,70	109,83	96,93	109,84	99,66
2015Q2	98,37	100,12	99,90	59,26	113,36	99,83	103,09	113,70	102,76	101,25	98,69	101,54	100,00
2015Q3	102,12	100,21	100,30	133,33	89,90	100,14	96,16	86,80	100,40	96,08	100,91	93,32	100,45
2015Q4	104,30	100,21	100,70	103,70	89,90	100,44	106,18	119,50	101,13	92,85	103,47	95,29	100,54
2016Q1	105,66	100,63	101,00	177,78	104,23	100,67	98,67	97,80	100,97	90,96	105,05	89,95	100,85
2016Q2	106,90	100,95	101,90	177,78	101,63	100,96	107,53	140,80	107,15	89,63	107,17	87,18	101,19
2016Q3	109,35	101,03	102,70	118,52	82,08	101,37	97,72	105,50	104,34	88,37	109,07	94,78	101,29
2016Q4	111,06	101,04	103,20	251,85	87,30	101,82	105,42	150,60	102,05	87,29	110,83	99,93	102,28
2017Q1	114,02	101,51	103,70	207,41	91,21	102,17	102,08	140,40	103,81	87,20	112,53	104,57	102,25
2017Q2	115,97	101,82	104,60	266,67	97,72	102,47	107,72	168,30	108,03	86,00	114,50	105,55	103,00
2017Q3	117,59	101,90	105,30	325,93	83,39	102,83	101,76	108,00	109,24	85,16	116,43	107,87	103,51
2017Q4	114,13	101,90	106,00	251,85	80,78	103,17	109,61	122,40	106,57	83,94	118,30	103,86	104,05
2018Q1	113,24	102,51	107,40	296,30	87,30	103,41	101,94	97,10	103,78	82,80	119,82	101,12	104,25
2018Q2	114,04	102,91	108,80	311,11	96,42	103,68	106,07	117,60	107,05	81,27	121,50	102,67	105,21
2018Q3	115,16	103,04	109,60	370,37	78,18	104,02	96,86	92,00	104,99	80,26	123,11	109,49	106,05
2018Q4	114,96	103,06	110,20	325,93	82,08	104,31	108,39	146,60	105,42	80,20	124,73	92,79	106,29

2019Q1	114,97	104,16	110,50	266,67	102,93	104,56	102,25	84,60	103,75	84,65	126,01	102,31	106,10
2019Q2	116,51	104,86	112,40	237,04	96,42	104,83	106,98	125,00	108,22	83,64	127,55	106,86	106,94
2019Q3	118,54	105,02	112,30	192,59	80,78	105,13	99,96	99,30	106,36	82,44	129,22	108,52	107,43
2019Q4	118,73	105,07	113,00	251,85	82,08	105,35	109,44	95,60	105,33	81,79	130,96	116,70	108,14
2020Q1	120,20	105,97	112,80	118,52	96,42	105,50	102,83	104,10	105,02	83,67	132,54	97,64	106,97
2020Q2	120,30	106,77	109,20	133,33	130,29	105,63	101,27	139,20	107,17	83,27	134,28	109,62	107,93
2020Q3	122,95	107,02	112,60	88,89	110,75	105,80	103,03	111,00	108,86	82,02	136,11	120,49	108,06
2020Q4	124,99	107,04	113,10	88,89	112,05	105,93	114,89	125,40	110,15	79,49	138,12	123,48	108,79
2021Q1	128,90	107,55	114,60	311,11	130,29	106,03	110,14	124,30	113,77	77,61	139,93	144,43	109,22
2021Q2	133,44	108,39	116,20	266,67	134,20	106,22	118,59	176,30	120,15	76,07	142,18	149,06	109,87
2021Q3	136,89	108,51	120,90	444,44	106,84	106,46	113,36	121,60	118,63	74,67	144,79	148,80	111,29
2021Q4	138,62	108,52	124,10	666,67	95,11	106,64	129,45	173,20	119,06	73,38	147,29	159,37	113,71
2022Q1	142,19	109,79	127,00	933,33	106,84	106,93	115,24	124,10	116,18	74,06	149,27	138,00	116,12
2022Q2	142,86	110,27	133,70	1 318,52	112,05	107,35	127,36	140,80	124,56	82,00	151,33	123,34	119,61
2022Q3	138,46	110,36	135,90	1 525,93	84,69	107,62	118,83	87,30	121,34	104,18	152,70	120,46	122,70

**5 priedas. Lietuvos BKI korelograma 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv.**

Date: 03/11/23 Time: 14:31  
 Sample: 2006Q1 2014Q4  
 Included observations: 36

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.921	0.921	33.176	0.000
		2 0.762	-0.576	56.519	0.000
		3 0.569	-0.058	69.957	0.000
		4 0.368	-0.117	75.741	0.000
		5 0.168	-0.125	76.994	0.000
		6 -0.010	-0.007	76.998	0.000
		7 -0.150	0.024	78.054	0.000
		8 -0.253	-0.091	81.181	0.000
		9 -0.302	0.185	85.791	0.000
		10 -0.286	0.128	90.107	0.000
		11 -0.234	-0.130	93.116	0.000
		12 -0.183	-0.180	95.029	0.000
		13 -0.161	-0.246	96.570	0.000
		14 -0.146	0.133	97.904	0.000
		15 -0.142	-0.081	99.226	0.000
		16 -0.149	-0.002	100.75	0.000

Date: 03/11/23 Time: 15:39  
 Sample: 2015Q1 2022Q3  
 Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.869	0.869	25.764	0.000
		2 0.739	-0.069	45.016	0.000
		3 0.624	-0.011	59.237	0.000
		4 0.511	-0.063	69.129	0.000
		5 0.407	-0.035	75.643	0.000
		6 0.319	-0.006	79.816	0.000
		7 0.241	-0.026	82.300	0.000
		8 0.178	0.000	83.711	0.000
		9 0.124	-0.017	84.429	0.000
		10 0.070	-0.049	84.669	0.000
		11 0.021	-0.031	84.691	0.000
		12 -0.026	-0.040	84.727	0.000
		13 -0.071	-0.042	85.013	0.000
		14 -0.114	-0.044	85.797	0.000
		15 -0.157	-0.052	87.367	0.000
		16 -0.194	-0.034	89.927	0.000



6 priedas. Švedijos BKI korelograma 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv. ir 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv.

Date: 03/11/23 Time: 16:20

Sample: 2006Q1 2014Q4

Included observations: 36

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.867	0.867	29.402	0.000
		2	0.735	-0.069	51.141	0.000
		3	0.624	0.011	67.293	0.000
		4	0.517	-0.053	78.739	0.000
		5	0.427	0.002	86.790	0.000
		6	0.366	0.056	92.904	0.000
		7	0.330	0.060	98.050	0.000
		8	0.289	-0.040	102.14	0.000
		9	0.252	-0.004	105.35	0.000
		10	0.217	-0.012	107.83	0.000
		11	0.180	-0.023	109.60	0.000
		12	0.121	-0.102	110.43	0.000
		13	0.068	-0.014	110.71	0.000
		14	0.008	-0.090	110.71	0.000
		15	-0.051	-0.042	110.88	0.000
		16	-0.108	-0.062	111.68	0.000

Date: 03/11/23 Time: 16:39

Sample: 2015Q1 2022Q3

Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.881	0.881	26.471	0.000
		2	0.736	-0.179	45.598	0.000
		3	0.598	-0.042	58.675	0.000
		4	0.474	-0.030	67.185	0.000
		5	0.352	-0.082	72.072	0.000
		6	0.245	-0.021	74.536	0.000
		7	0.164	0.022	75.687	0.000
		8	0.103	-0.004	76.159	0.000
		9	0.060	0.014	76.329	0.000
		10	0.037	0.027	76.395	0.000
		11	0.020	-0.019	76.417	0.000
		12	-0.010	-0.095	76.422	0.000
		13	-0.047	-0.045	76.548	0.000
		14	-0.071	0.024	76.849	0.000
		15	-0.085	-0.002	77.315	0.000
		16	-0.107	-0.057	78.098	0.000

## 7 priedas. Lietuvos BKI stacionarumo tikrinimas testų ADF, PP ir KPSS pagalba

Laikotarpis 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv.

ADF testo rezultatai (atitinkamai iš eilės be poslinkio ir trendo, su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>	<b>-0.252992</b>	<b>0.5876</b>
Test critical values: 1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>	<b>-2.313511</b>	<b>0.1737</b>
Test critical values: 1% level	-3.639407	
5% level	-2.951125	
10% level	-2.614300	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>	<b>-3.082576</b>	<b>0.1265</b>
Test critical values: 1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

PP testo rezultatai (atitinkamai iš eilės be poslinkio ir trendo, su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
<b>Phillips-Perron test statistic</b>	<b>-0.076354</b>	<b>0.6503</b>
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.821665	0.3642
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.230576	0.4588
Test critical values:		
1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

KPSS testo rezultatai (atitinkamai iš eilės su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_1 is stationary  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.287010
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: BKI\_1 is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.089808
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Laikotarpis 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv.

ADF testo rezultatai (atitinkamai iš eilės be poslinkio ir trendo, su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.617145	0.9703
Test critical values:		
1% level	-2.664853	
5% level	-1.955681	
10% level	-1.608793	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.884476	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.737853	
5% level	-2.991878	
10% level	-2.635542	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.313644	0.9852
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

PP testo rezultatai (atitinkamai iš eilės be poslinkio ir trendo, su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root  
 Exogenous: None  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	5.330748	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.644302	
5% level	-1.952473	
10% level	-1.610211	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	5.569348	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.670170	
5% level	-2.963972	
10% level	-2.621007	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	2.316253	1.0000
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

KPSS testo rezultatai (atitinkamai iš eilės su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_2 is stationary  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.699120
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: BKI\_2 is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.171899
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

## 8 priedas. Švedijos BKI stacionarumo tikrinimas testų ADF, PP ir KPSS pagalba

Laikotarpis 2006 m. I ketv.–2014 m. IV ketv.

ADF testo rezultatai (atitinkamai iš eilės be poslinkio ir trendo, su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	4.301023	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.117393	0.9626
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.372307	0.3865
Test critical values:		
1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

PP testo rezultatai (atitinkamai iš eilės be poslinkio ir trendo, su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	3.779643	0.9999
Test critical values:		
1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.021981	0.9501
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_1 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.850744	0.6582
Test critical values:		
1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

KPSS testo rezultatai (atitinkamai iš eilės su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_1 is stationary  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.721724
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: BKI\_1 is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.078756
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Laikotarpis 2015 m. I ketv.–2022 m. III ketv.

ADF testo rezultatai (atitinkamai iš eilės be poslinkio ir trendo, su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.907196	0.8981
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.305017	0.6135
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.566003	0.2970
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

PP testo rezultatai (atitinkamai iš eilės be poslinkio ir trendo, su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	3.105638	0.9991
Test critical values:		
1% level	-2.644302	
5% level	-1.952473	
10% level	-1.610211	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.983748	0.7461
Test critical values:		
1% level	-3.670170	
5% level	-2.963972	
10% level	-2.621007	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: BKI\_2 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.909945	0.6245
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

KPSS testo rezultatai (atitinkamai iš eilės su poslinkiu, su poslinkiu ir trendu)

Null Hypothesis: BKI\_2 is stationary  
 Exogenous: Constant  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.685259
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: BKI\_2 is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.116114
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

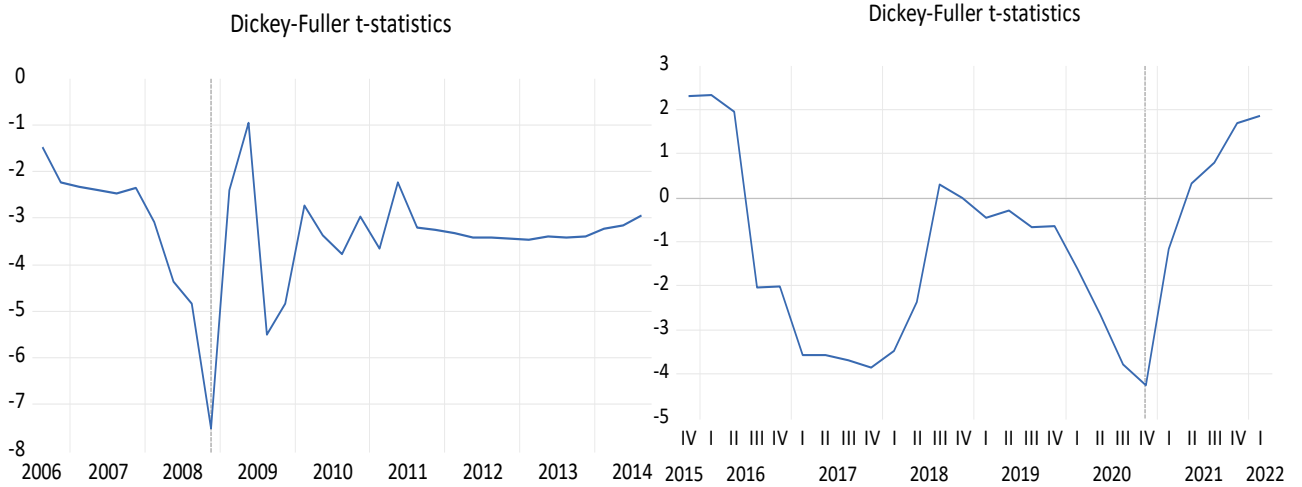
\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

**9 priedas. Lietuvos ir Švedijos BKI stacionarumo tikrinimo rezultatai ADF, PP ir KPSS testų pagalba**

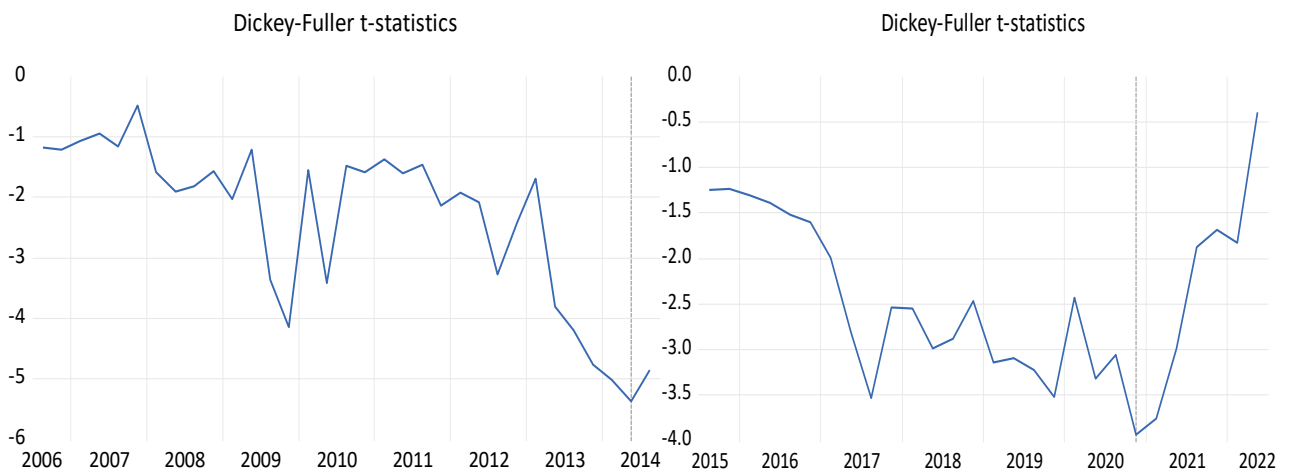
Testas	Modelio tipas	Lietuvos BKI		Švedijos BKI	
		2006 m. I ketv.– 2014 m. IV ketv.	2015 m. I ketv.– 2022 m. III ketv.	2006 m. I ketv.– 2014 m. IV ketv.	2015 m. I ketv.– 2022 m. III ketv.
ADF	Be poslinkio ir trendo	0,5876	0,9703	1,000	0,8981
	Su poslinkiu	0,1737	1,000	0,9626	0,6135
	Su poslinkiu ir trendu	0,1265	0,9852	0,3865	0,297
PP	Be poslinkio ir trendo	0,6503	1,000	0,9999	0,9991
	Su poslinkiu	0,3642	1,000	0,9501	0,7461
	Su poslinkiu ir trendu	0,4588	1,000	0,6582	0,6245
KPSS	Su poslinkiu	0,28701	0,69912	0,721724	0,685259
	Su poslinkiu ir trendu	0,089808	0,171899	0,078756	0,116114

## 10 priedas. Lietuvos ir Švedijos BKI ADF testo kritinių taškų tyrimo rezultatai

### Lietuvos BKI kritiniai taškai



### Švedijos BKI kritiniai taškai



## 11 priedas. Lietuvos daugialypės tiesinės regresijos eiga ir rezultatai, kai įtrauktų veiksmių koreliacija su BKI > 0,7

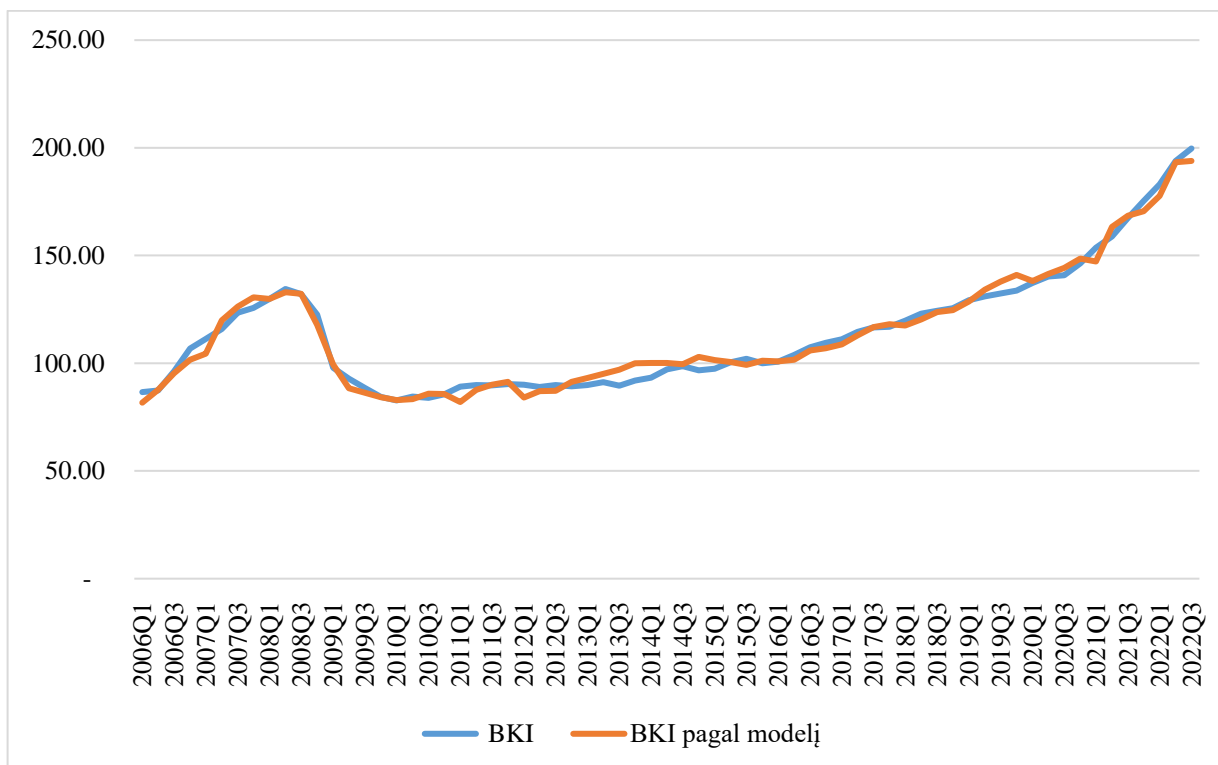
Dependent Variable: BKI  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/13/23 Time: 21:18  
 Sample: 2006Q1 2022Q3  
 Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-35.31660	9.937259	-3.553958	0.0008
NBKI	-0.455963	0.053144	-8.579771	0.0000
STI	2.636420	0.124529	21.17113	0.0000
BVP	-0.104116	0.074927	-1.389561	0.1699
DU	0.105962	0.042588	2.488082	0.0157
PASK	0.213898	0.061690	3.467291	0.0010
OMX	0.080001	0.030005	2.666269	0.0099
VKI	-1.107065	0.131211	-8.437267	0.0000
R-squared	0.983579	Mean dependent var	113.9587	
Adjusted R-squared	0.981631	S.D. dependent var	27.95421	
S.E. of regression	3.788737	Akaike info criterion	5.613593	
Sum squared resid	846.9170	Schwarz criterion	5.876840	
Log likelihood	-180.0554	Hannan-Quinn criter.	5.717761	
F-statistic	504.8479	Durbin-Watson stat	1.134857	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: BKI  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/13/23 Time: 21:19  
 Sample: 2006Q1 2022Q3  
 Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-28.28211	8.617182	-3.282061	0.0017
NBKI	-0.469126	0.052697	-8.902313	0.0000
STI	2.577777	0.118065	21.83348	0.0000
DU	0.097549	0.042481	2.296303	0.0252
PASK	0.222995	0.061816	3.607405	0.0006
OMX	0.067059	0.028743	2.333041	0.0230
VKI	-1.198445	0.114419	-10.47413	0.0000
R-squared	0.983041	Mean dependent var	113.9587	
Adjusted R-squared	0.981346	S.D. dependent var	27.95421	
S.E. of regression	3.818014	Akaike info criterion	5.615945	
Sum squared resid	874.6339	Schwarz criterion	5.846286	
Log likelihood	-181.1342	Hannan-Quinn criter.	5.707092	
F-statistic	579.6740	Durbin-Watson stat	1.133847	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**12 priedas. Lietuvos realaus BKI ir gauto pagal modelį BKI reikšmės, kai įtrauktų veiksnių koreliacija su BKI > 0,7**



**13 priedas. Lietuvos daugialypės tiesinės regresijos eiga ir rezultatai, kai įtrauktų veiksmų koreliacija su BKI > 0,8**

Dependent Variable: BKI  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/13/23 Time: 21:24  
 Sample: 2006Q1 2022Q3  
 Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-96.76552	10.94401	-8.841872	0.0000
NBKI	-0.461962	0.076297	-6.054822	0.0000
STI	2.685098	0.184205	14.57670	0.0000
BVP	-0.497701	0.091113	-5.462460	0.0000
DU	0.129241	0.052698	2.452467	0.0171
OMX	0.147745	0.038957	3.792490	0.0003
R-squared	0.960991	Mean dependent var		113.9587
Adjusted R-squared	0.957794	S.D. dependent var		27.95421
S.E. of regression	5.742946	Akaike info criterion		6.419107
Sum squared resid	2011.867	Schwarz criterion		6.616542
Log likelihood	-209.0401	Hannan-Quinn criter.		6.497233
F-statistic	300.5511	Durbin-Watson stat		0.976879
Prob(F-statistic)	0.000000			

**14 priedas. Lietuvos realus BKI ir gauto pritaikius modelį reikšmės**

Laikotarpis	BKI	BKI pagal modelį	Paklaidos
2006Q1	86.60	84.44	2.16
2006Q2	87.40	85.94	1.46
2006Q3	96.21	90.86	5.35
2006Q4	106.78	98.39	8.39
2007Q1	111.26	104.04	7.22
2007Q2	115.87	114.97	0.90
2007Q3	123.42	119.40	4.02
2007Q4	125.67	123.67	2.00
2008Q1	129.90	129.10	0.80
2008Q2	134.49	126.79	7.70
2008Q3	132.09	122.98	9.11
2008Q4	122.54	107.58	14.96
2009Q1	97.97	100.41	-2.44
2009Q2	92.79	85.20	7.59
2009Q3	88.52	85.73	2.79
2009Q4	84.41	82.81	1.60
2010Q1	82.75	85.36	-2.61
2010Q2	84.57	82.20	2.37
2010Q3	83.94	85.20	-1.26
2010Q4	85.55	87.39	-1.84
2011Q1	89.20	87.05	2.15
2011Q2	89.88	89.47	0.41
2011Q3	89.67	89.17	0.50
2011Q4	90.31	91.83	-1.52
2012Q1	89.99	89.67	0.32
2012Q2	89.05	89.83	-0.78
2012Q3	89.94	88.02	1.92
2012Q4	89.25	93.96	-4.71
2013Q1	89.86	101.68	-11.82
2013Q2	91.20	98.96	-7.76
2013Q3	89.60	97.42	-7.82
2013Q4	91.92	102.57	-10.65
2014Q1	93.33	108.11	-14.78
2014Q2	97.11	103.58	-6.47
2014Q3	98.68	98.78	-0.10
2014Q4	96.76	104.71	-7.95
2015Q1	97.49	109.01	-11.52
2015Q2	100.49	103.68	-3.19
2015Q3	102.07	96.90	5.17
2015Q4	99.95	101.21	-1.26
2016Q1	100.78	107.36	-6.58

2016Q2	103.91	102.52	1.39
2016Q3	107.48	102.67	4.81
2016Q4	109.43	107.26	2.17
2017Q1	111.07	114.85	-3.78
2017Q2	114.52	114.67	-0.15
2017Q3	116.66	114.40	2.26
2017Q4	116.94	118.40	-1.46
2018Q1	119.78	123.85	-4.07
2018Q2	123.00	121.49	1.51
2018Q3	124.35	120.16	4.19
2018Q4	125.59	119.75	5.84
2019Q1	129.20	133.02	-3.82
2019Q2	131.11	132.72	-1.61
2019Q3	132.36	131.72	0.64
2019Q4	133.77	136.72	-2.95
2020Q1	137.26	138.85	-1.59
2020Q2	140.25	141.89	-1.64
2020Q3	140.85	135.64	5.21
2020Q4	146.35	143.18	3.17
2021Q1	153.69	148.64	5.05
2021Q2	158.87	159.84	-0.97
2021Q3	167.44	159.76	7.68
2021Q4	175.36	169.11	6.25
2022Q1	183.12	187.09	-3.97
2022Q2	193.91	203.62	-9.71
2022Q3	199.70	197.98	1.72



**15 priedas. Švedijos daugialypės tiesinės regresijos eiga ir rezultatai, kai įtrauktų veiksmų koreliacija su BKI > 0,7**

Dependent Variable: BKI  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/13/23 Time: 21:29  
 Sample: 2006Q1 2022Q3  
 Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	348.0236	135.0173	2.577623	0.0126
NBKI	-1.129236	0.371034	-3.043481	0.0036
STI	1.465451	0.303197	4.833337	0.0000
<b>GYVSK</b>	<b>-1.949935</b>	<b>1.324156</b>	<b>-1.472587</b>	<b>0.1465</b>
BVP	-0.223789	0.107180	-2.087973	0.0414
STATLEID	0.066085	0.020027	3.299774	0.0017
DU	0.317522	0.135852	2.337269	0.0230
PNB	-0.056675	0.017304	-3.275206	0.0018
PASK	1.099498	0.279889	3.928344	0.0002
OMX	0.047004	0.031603	1.487328	0.1425
VKI	-2.138591	0.514620	-4.155674	0.0001

R-squared	0.991404	Mean dependent var	93.89478
Adjusted R-squared	0.989869	S.D. dependent var	25.23870
S.E. of regression	2.540338	Akaike info criterion	4.851489
Sum squared resid	361.3858	Schwarz criterion	5.213453
Log likelihood	-151.5249	Hannan-Quinn criter.	4.994719
F-statistic	645.8705	Durbin-Watson stat	0.867228
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: BKI  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/13/23 Time: 21:34  
 Sample: 2006Q1 2022Q3  
 Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	155.8753	35.04854	4.447413	0.0000
NBKI	-1.064479	0.372176	-2.860147	0.0059
STI	1.409920	0.303910	4.639263	0.0000
<b>BVP</b>	<b>-0.208316</b>	<b>0.107751</b>	<b>-1.933299</b>	<b>0.0582</b>
STATLEID	0.066671	0.020227	3.296083	0.0017
DU	0.297253	0.136531	2.177186	0.0336
PNB	-0.051600	0.017131	-3.012151	0.0039
PASK	0.718225	0.107390	6.688000	0.0000
OMX	0.057512	0.031101	1.849202	0.0696
VKI	-1.806738	0.467373	-3.865735	0.0003

R-squared	0.991071	Mean dependent var	93.89478
Adjusted R-squared	0.989661	S.D. dependent var	25.23870
S.E. of regression	2.566245	Akaike info criterion	4.859630
Sum squared resid	375.3799	Schwarz criterion	5.188689
Log likelihood	-152.7976	Hannan-Quinn criter.	4.989840
F-statistic	702.9816	Durbin-Watson stat	0.796417
Prob(F-statistic)	0.000000		

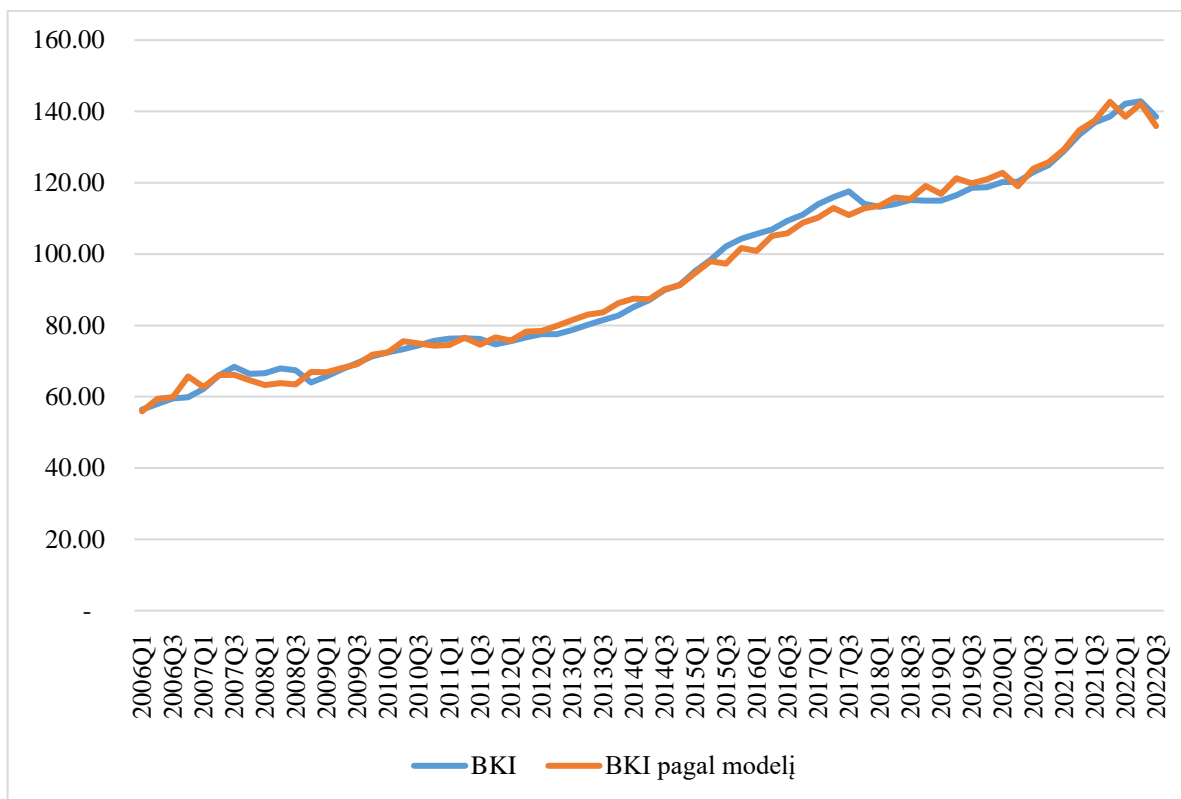
Dependent Variable: BKI  
Method: Least Squares  
Date: 03/13/23 Time: 21:35  
Sample: 2006Q1 2022Q3  
Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	164.1146	35.60002	4.609957	0.0000
NBKI	-1.039734	0.380633	-2.731588	0.0083
STI	1.399450	0.310951	4.500553	0.0000
STATLEID	0.048520	0.018334	2.646392	0.0105
DU	0.124414	0.105597	1.178196	0.2435
PNB	-0.054752	0.017451	-3.137567	0.0027
PASK	0.755761	0.108084	6.992331	0.0000
OMX	0.049998	0.031577	1.583361	0.1188
VKI	-1.944374	0.472694	-4.113385	0.0001
R-squared	0.990486	Mean dependent var	93.89478	
Adjusted R-squared	0.989173	S.D. dependent var	25.23870	
S.E. of regression	2.626111	Akaike info criterion	4.893292	
Sum squared resid	399.9945	Schwarz criterion	5.189445	
Log likelihood	-154.9253	Hannan-Quinn criter.	5.010480	
F-statistic	754.7618	Durbin-Watson stat	0.983160	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: BKI  
Method: Least Squares  
Date: 03/13/23 Time: 21:36  
Sample: 2006Q1 2022Q3  
Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	141.2448	29.94059	4.717501	0.0000
NBKI	-0.676584	0.224069	-3.019529	0.0037
STI	1.464035	0.307086	4.767512	0.0000
STATLEID	0.058007	0.016526	3.510074	0.0009
PNB	-0.042298	0.013930	-3.036437	0.0036
PASK	0.703309	0.098813	7.117543	0.0000
OMX	0.061143	0.030226	2.022867	0.0476
VKI	-1.996929	0.472130	-4.229613	0.0001
R-squared	0.990258	Mean dependent var	93.89478	
Adjusted R-squared	0.989102	S.D. dependent var	25.23870	
S.E. of regression	2.634735	Akaike info criterion	4.887093	
Sum squared resid	409.5678	Schwarz criterion	5.150340	
Log likelihood	-155.7176	Hannan-Quinn criter.	4.991260	
F-statistic	856.7503	Durbin-Watson stat	1.012892	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**16 priedas. Švedijos realaus BKI ir gauto pagal modelį BKI reikšmės, kai įtrauktų veiksnių koreliacija su BKI > 0,7**



**17 priedas. Švedijos daugialypės tiesinės regresijos eiga ir rezultatai, kai įtrauktų veiksmų koreliacija su BKI > 0,9**

Dependent Variable: BKI  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/13/23 Time: 21:39  
 Sample: 2006Q1 2022Q3  
 Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	218.0848	162.2636	1.344016	0.1842
NBKI	-0.624120	0.348332	-1.791741	0.0784
STI	1.291597	0.382848	3.373654	0.0013
GYVSK	-0.590652	1.644962	-0.359067	0.7208
BVP	0.014343	0.119549	0.119976	0.9049
DU	-0.002728	0.154191	-0.017692	0.9859
PASK	1.056822	0.344087	3.071385	0.0032
OMX	0.097066	0.038589	2.515380	0.0147
VKI	-2.449034	0.638776	-3.833946	0.0003
R-squared	0.985615	Mean dependent var		93.89478
Adjusted R-squared	0.983631	S.D. dependent var		25.23870
S.E. of regression	3.229048	Akaike info criterion		5.306659
Sum squared resid	604.7517	Schwarz criterion		5.602812
Log likelihood	-168.7731	Hannan-Quinn criter.		5.423848
F-statistic	496.7594	Durbin-Watson stat		0.403978
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: BKI  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/13/23 Time: 21:40  
 Sample: 2006Q1 2022Q3  
 Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	218.2711	160.5437	1.359574	0.1791
NBKI	-0.627891	0.273141	-2.298780	0.0251
STI	1.290383	0.373447	3.455330	0.0010
GYVSK	-0.590871	1.630921	-0.362293	0.7184
BVP	0.012741	0.077405	0.164605	0.8698
PASK	1.057497	0.339060	3.118904	0.0028
OMX	0.097036	0.038223	2.538661	0.0138
VKI	-2.447540	0.627781	-3.898716	0.0002
R-squared	0.985615	Mean dependent var		93.89478
Adjusted R-squared	0.983909	S.D. dependent var		25.23870
S.E. of regression	3.201575	Akaike info criterion		5.276814
Sum squared resid	604.7550	Schwarz criterion		5.540061
Log likelihood	-168.7733	Hannan-Quinn criter.		5.380981
F-statistic	577.5102	Durbin-Watson stat		0.402512
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: BKI  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/13/23 Time: 21:40  
 Sample: 2006Q1 2022Q3  
 Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	221.0103	158.3791	1.395451	0.1680
NBKI	-0.609815	0.248057	-2.458364	0.0169
STI	1.305237	0.359431	3.631397	0.0006
GYVSK	-0.626164	1.603603	-0.390473	0.6976
PASK	1.059706	0.336037	3.153543	0.0025
OMX	0.099188	0.035626	2.784108	0.0072
VKI	-2.464000	0.614721	-4.008322	0.0002
R-squared	0.985609	Mean dependent var		93.89478
Adjusted R-squared	0.984170	S.D. dependent var		25.23870
S.E. of regression	3.175512	Akaike info criterion		5.247422
Sum squared resid	605.0327	Schwarz criterion		5.477763
Log likelihood	-168.7886	Hannan-Quinn criter.		5.338569
F-statistic	684.8625	Durbin-Watson stat		0.398413
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: BKI  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/13/23 Time: 21:41  
 Sample: 2006Q1 2022Q3  
 Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	160.4633	32.02627	5.010364	0.0000
NBKI	-0.605047	0.246029	-2.459246	0.0168
STI	1.294384	0.355857	3.637375	0.0006
PASK	0.935283	0.105961	8.826703	0.0000
OMX	0.102549	0.034330	2.987148	0.0041
VKI	-2.357560	0.547137	-4.308905	0.0001
R-squared	0.985572	Mean dependent var		93.89478
Adjusted R-squared	0.984389	S.D. dependent var		25.23870
S.E. of regression	3.153375	Akaike info criterion		5.220109
Sum squared resid	606.5702	Schwarz criterion		5.417545
Log likelihood	-168.8737	Hannan-Quinn criter.		5.298235
F-statistic	833.3835	Durbin-Watson stat		0.388770
Prob(F-statistic)	0.000000			

**18 priedas. Švedijos realus BKI ir gauto pritaikius modelį reikšmės**

Laikotarpis	BKI	BKI pagal modelį	Paklaidos
2006Q1	56.39	55.11	1.28
2006Q2	58.00	56.17	1.83
2006Q3	59.54	59.07	0.47
2006Q4	59.90	62.07	-2.17
2007Q1	62.19	64.15	-1.96
2007Q2	65.98	66.41	-0.43
2007Q3	68.36	68.28	0.08
2007Q4	66.41	66.79	-0.38
2008Q1	66.61	64.94	1.67
2008Q2	67.90	65.47	2.43
2008Q3	67.42	66.60	0.82
2008Q4	63.96	67.77	-3.81
2009Q1	65.72	66.14	-0.42
2009Q2	67.65	66.62	1.03
2009Q3	69.51	68.03	1.48
2009Q4	71.38	69.74	1.64
2010Q1	72.44	70.27	2.17
2010Q2	73.33	72.84	0.49
2010Q3	74.44	74.32	0.12
2010Q4	75.65	73.98	1.67
2011Q1	76.32	75.11	1.21
2011Q2	76.34	77.00	-0.66
2011Q3	76.16	76.53	-0.37
2011Q4	74.67	78.36	-3.69
2012Q1	75.55	78.29	-2.74
2012Q2	76.66	79.63	-2.97
2012Q3	77.56	80.49	-2.93
2012Q4	77.53	80.85	-3.32
2013Q1	78.69	82.46	-3.77
2013Q2	80.13	83.55	-3.42
2013Q3	81.54	84.77	-3.23
2013Q4	82.78	86.58	-3.80
2014Q1	85.18	88.88	-3.70
2014Q2	87.07	87.92	-0.85
2014Q3	89.97	90.00	-0.03
2014Q4	91.39	91.48	-0.09
2015Q1	95.21	95.36	-0.15
2015Q2	98.37	96.16	2.21
2015Q3	102.12	96.79	5.33
2015Q4	104.30	99.70	4.60
2016Q1	105.66	100.03	5.63

2016Q2	106.90	101.89	5.01
2016Q3	109.35	105.20	4.15
2016Q4	111.06	105.68	5.38
2017Q1	114.02	108.18	5.84
2017Q2	115.97	109.34	6.63
2017Q3	117.59	111.03	6.56
2017Q4	114.13	112.01	2.12
2018Q1	113.24	114.11	-0.87
2018Q2	114.04	115.15	-1.11
2018Q3	115.16	116.34	-1.18
2018Q4	114.96	116.34	-1.38
2019Q1	114.97	118.68	-3.71
2019Q2	116.51	120.64	-4.13
2019Q3	118.54	120.99	-2.45
2019Q4	118.73	122.66	-3.93
2020Q1	120.20	124.14	-3.94
2020Q2	120.30	119.59	0.71
2020Q3	122.95	126.36	-3.41
2020Q4	124.99	127.46	-2.47
2021Q1	128.90	131.92	-3.02
2021Q2	133.44	134.53	-1.09
2021Q3	136.89	139.61	-2.72
2021Q4	138.62	141.46	-2.84
2022Q1	142.19	138.42	3.77
2022Q2	142.86	139.01	3.85
2022Q3	138.46	135.50	2.96

## 19 priedas. Lietuvos ir Švedijos kintamųjų palyginimo grafikai

