

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Darja Saaliste

**ELUASEMETE ÜÜRIHINDU MÕJUTAVAD
MAKROÖKONOOMILISED TEGURID EESTI, SOOME JA
ROOTSI NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava TABB02/19, peaeriala ärirahandus

Juhendaja: Triinu Tapver, PhD

Tallinn 2024

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele selle koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks.

Töö pikkuseks on 9440 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Darja Saaliste 09.05.2024

(kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. KINNISVARATURG JA MAKROÖKONOOMILISED TEGURID	8
1.1. Eluasemeturu olemus ja toimimine	8
1.2. Makroökoonoomika ja selle seos kinnisvaraturuga.....	11
1.3. Varasemad uuringud.....	14
2. ANDMED JA METOODIKA	17
2.1. Andmed ja valim	17
2.2. Metoodika.....	25
3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED	28
3.1. Analüüsi tulemused	28
3.1.1 Eesti üürihindu selgitavad tegurid	28
3.1.2 Soome üürihindu selgitavad tegurid	32
3.1.3 Rootsi üürihindu selgitavad tegurid.....	35
3.2. Järeldused ja ettepanekud	37
KOKKUVÕTE	41
SUMMARY	43
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	45
LISAD	48
Lisa 1. Eesti lineaarsed regressioonmudelid ja viimase mudeli aruanne	48
Lisa 2. Soome lineaarsed regressioonmudelid ja viimase mudeli aruanne	50
Lisa 3. Rootsi lineaarsed regressioonmudelid ja viimase mudeli aruanne	52
Lisa 4. Eesti lõpliku ARMAX mudeli aruanne	54
Lisa 5. Soome lõpliku ARMAX mudeli aruanne	56
Lisa 6. Rootsi lõpliku ARMAX mudeli aruanne.....	58
Lisa 7. Lihtlitsents	60

LÜHIKOKKUVÕTE

Selle bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada makroökonomiliste tegurite seosed eluasemete üürihindadega Eesti, Soome ja Rootsi kinnisvaraturgude näitel. Uurimiseks on koostatud valim kolmest riigist: Eesti, Soome ja Rootsi. Sõltuvaks tunnuseks on üürihinna kasv, mis on väljendatud tegelike üürihindade protsentuaalse muutusega. Seletavaid tunnuseid on kokku 5: sisemajanduse koguprodukti ja keskmise brutokuupalga aastased protsentuaalsed muutused, inflatsioon väljendatud ühtlustatud tarbijahinnaindeksi kaudu, eluasemelaenu intressimäär ning aktiivse rahvastiku töötuse määr. Uuritav periood on vahemikus 2009. aasta esimesest kvartalist kuni 2023. aasta neljanda kvartalini. Uuring viiakse läbi regressioonimudeli testimisega, mis võimaldab leida statistiliselt olulisi seletavaid tunnuseid ja näitab nende mõju ulatust. Lõplikuks mudeli tüübiks on aga ARIMA mudel, mida modelleeritakse eraldi Eesti, Soome ja Rootsi aegridade põhjal. Põhjus seisneb selles, et lineaarsed regressioonimudelid ei ole kasutuskõlblikud heteroskedastiivsuse või autokorrelatsiooni esinemise tõttu. Tulemuseks on saadud, et Eesti üürihindade muutuse kasvu positiivselt mõjutavad inflatsiooni ja SKP kasvu muutused, Rootsis üürihindade muutuse kasvu positiivselt mõjutab eluasemelaenu intressimäära muutuse kasv ja negatiivselt keskmise brutopalgaga muutuse kasv. Soome kohta on saadud ebaloogiline ja tõlgendamiseks raske mudel, mille tõttu autor arvab, et tal ebaõnnestus leida korrektset mudelit.

Üürihindu mõjutavaid tegureid on kindlasti vajalik edaspidi uurida, kuna tänapäevaks on see teema vähem uuritud võrreldes kinnisvara müügihindadega. Järgmistesse uuringutesse oleks parem kaasata rohkem andmeid, et suurendada mudelite usaldusväärsust ja täpsust, samuti võiks proovida modelleerida teist tüüpi mudeleid, et leida parimaid variante.

Võtmesõnad: üürihinnad, makroökonomilised tegurid, regressioonimudel, ARMAX, Eesti, Soome, Rootsi

SISSEJUHATUS

Kinnisvara ja sellega seotud tehingud, nimelt ostmine, müümine või üürimine, on lahutamatu osa inimeste tavalisest elust. Selleks on mitu põhjust. Esiteks, kinnisvara on inimekonna üks põhilistest vajadustest – kõigile on vajalik eluase. Lisaks sellele, kinnisvara hinnad ajaga kasvavad, mille tõttu sellest võib saada üsna perspektiivikas ja mõistlik investeering. Tänapäeval kinnisvara on tõeliselt üks levinumatest raha paigutamise viisidest, mida ühiskonnas peetakse usaldusväärseks ja turvaliseks, kuna selle valdkonna toimimine on kaheldamatu igavene ja kõigile vajalik, mis lisaks osaleb elukvaliteedi ja heaolu määramisel.

Viimasel ajal on populaarsemaks muutunud just kinnisvara üürimisvõimalus. Sellist tendentsi võiks seostada kõigepealt linnastumise suurenemisega, samas ka asjaoluga, et mitte kõik inimesed ei saa endale lubada oma kodukoha ostmist või nendel lihtsalt puudub soov. Rentimisel on palju plusse üksikisiku tasemel:

- lihtne ja kiire elamiskoha vahetamine vastavalt oma eelistustele ja vajadustele;
- väike esialgne raha väljaminek üürniku jaoks, püsiv lisatulu üüriandja jaoks;
- rahalise vastutuse puudumine ootamatute asjaolude tagajärgede eest;
- taskukohasus ja kättesaadavus erinevatele ühiskonnakihtidele.

Aga tuleb silmas pidada, et üürihindade kui ka müügihindade kujunemine sõltub paljudest erinevatest faktoritest. On selge, et eluaseme kirjeldavad aspektid näiteks tubade arv, seisukord ja asukoht otseselt määravad üürihinda, aga ka välised faktorid nagu makroökonomiliste näitajate muutused väljendavad mõju hindadele. Alati on väga oluline näha ja mõista neid muutusi, et paremini planeerida oma edasisi otsuseid, näiteks tehingu teostamine, samuti osata hinnata hindade adekvaatsust ja nende tõenäolist tulevast käitumist.

Majanduskeskkond mängib olulist rolli meie elus. Muutused makromajanduses, näiteks töötuse ja inflatsiooni suurenemine, tarbimise vähenemine, intressimäärade kõikumine, ja teised faktoid mõjutavad paljude valdkondade käiku, määrades kõigepealt tingimusi ja hindu. Kinnisvaraturg ei ole sel juhul mingi erandjuhtum, kuna muutused peamistes makroökonomilistes tegurites ja

rahvastiku demograafilistes aspektides on otseselt seotud nii müügi- kui ka üürihindade kujunemisega.

On arusaadav, et erinevates riikides on erinev majanduse seis ja ülesehitus, mille tõttu hindu määravad näitajad on tõenäolisemalt erinevad. Kui võtta näiteks Eesti naaberriike, nimelt Soome ja Rootsi, ei ole kinnisvaraturu toimimine nendes kohtades kindlasti sarnane vaatamata Põhjamaade kultuurilistele sarnasustele. Rootsi ja Soome ilmne edasiarendatus võrreldes Eestiga majanduslikus ja üldises seisukorras nagu elukvaliteedis, maksude- ja palgasüsteemides võiks tuleneda sellest, et Eesti oli ligi 50 aastat Nõukogude Liidu okupatsiooni all ja taasiseseisvus alles 1991. aastal. Naaberriikide majanduse seisukorra märkimisväärset erinevust on näha näiteks kui vaadelda SKP näitajat – 2020. aasta kolmandas kvartalis, kui maailmas valdas Covid-19 pandeemia, oli SKP protsentuaalne muutus Rootsis 7,4%, Soomes 5,0%, ja Eestis näitaja oli 4,7% (Eurostat, 2024). Võib eeldada, et teiste tegurite näitajad samamoodi ei ole sarnased, mille tõttu üürihindu kirjeldavad tegurid peaksid varieeruma riigiti. Lisaks võib mainida, et nende kolme riigi elanikkonna koosseis ja hajutatus ning nende vajadusi rahuldavad tingimused nagu õppimine, töötamine, puhkamine, toitlustus ja teised aspektid on ka erinevad, mis omakorda suures ulatuses määrab hindade kujunemist ja üldise tendentsi nii kinnisvara- kui ka teiste kaupade ja teenuste turgudel.

Tuginedes üleval toodud informatsioonile ning lisaks faktile, et olemasolevas empiirilises taustas kinnisvara hindade mõjurite kohta puudub samalaadne andmestik üürihindu selgitavatest teguritest, on oluline paremini mõista üürihindade sõltuvust makroökonomilistest näitajatest, samuti osata näha nende võimalike muutuste tagajärgi, potentsiaalseid võimalusi ja erisusi riigiti.

Käesoleva lõputöö peamiseks uurimisprobleemiks võib pidada makroökonomiliste tegurite mõjude määramatust eluasemete üürihindadele. Järelikult, töö eesmärgiks on välja selgitada makroökonomiliste tegurite seosed eluasemete üürihindadega Eesti, Soome ja Rootsi kinnisvaraturgudel. Selleks, et saavutada töö eesmärki, autor püstitas 2 peamist uurimisküsimust:

1. Kuidas ja millised makroökonomilised tegurid on seotud eluasemete üürihindadega?
2. Kas ja kuidas makroökonomiliste tegurite seos üürihindadega erineb riigiti, nimelt Eestis, Soomes ja Rootsis?

Uurimiseks on koostatud valim kolmest riigist: Eesti, Soome ja Rootsi. Sõltuvaks tunnuseks on üürihinna kasv, mis on väljendatud tegelike üürihindade protsentuaalse muutusega. Seletavaid

tunnuseid tuleb kokku 5: sisemajanduse koguprodukti ja keskmise brutokuupalga aastased protsentuaalsed muutused, inflatsioon väljendatud ühtlustatud tarbijahinnaindeksi kaudu, eluasemelaenu intressimäär ning aktiivse rahvastiku töötuse määr. Andmed iga riigi kohta pärinevad kas Euroopa Keskpannga andmebaasist, Euroopa Liidu statistikaametist (Eurostat) või Eesti, Soome ja Rootsi statistikaametitest. Uurimisperiodiks on vahemik 2009. aasta esimesest kvartalist kuni 2023. aasta neljanda kvartalini. Põhjus seisneb selles, et varasema perioodi kohta andmete kättesaadavus on raskendatud, lisaks selle perioodi jooksul on juhtunud mitu kriisi, mille mõju tõenäoliselt peegeldub üürihindades.

Selleks, et välja selgitada üürihindade mõjutavad makroökonomilised tegurid ja nende mõju ulatuse, autor planeerib koostada lineaarset regressioonmudelit, mille käigus leitakse statistiliselt olulisi tegureid ja seletatakse nende tegurite mõjude olemust. Kui lõplik lineaarne regressioonmudel on halb, autor proovib modelleerida ARIMA mudelit. Mudelite koostamiseks kasutatakse ökonomeetria tarkvara *Gretl*, mis lisaks võimaldab teostada mudelite ja andmete teste nende korrektsuse ja adekvaatsuse kontrollimiseks ning teha saadud tulemuste analüüsi. Andmete esialgne töötlemine toimub programmis *Excel*.

Käesolev bakalaureusetöö koosneb kolmest osast. Esimene osa annab ülevaadet valitud teema teoreetilisest ja empiirilisest taustast, kirjeldades eluasemeturu olemust ja toimimist, makroökonomika ja kinnisvaraturu omavahelist seost ja mõju, ning viimaseks tuues varem tehtud uuringute peamisi tulemusi. Teine osa keskendub töö eesmärkide saavutamiseks valitud andemetele ja uuringus kasutatavale meetodikale, esitades andmete kirjeldust ja ökonomeetrilise mudeli koostamise aspekte. Viimases ehk kolmandas osas esitatakse valmis mudelite analüüs, saadud tulemuste tõlgendus ja selle põhjal järelduste tegemine, samuti tuuakse välja mõned ettepanekud teema edasiseks arenemiseks. Detailne ülevaade andmete ja mudeliga tehtud tööst ning testide tulemustest on esitatud elektroonilistes lisades.

1. KINNISVARATURG JA MAKROÖKONOOMILISED TEGURID

Käesolevas peatükis esialgselt antakse ülevaade kinnisvara liikidest, tehingute tüüpidest ja turu toimimisest, samuti lähemalt vaadeldakse just üürituru ja sellega seotud aspektid. Järgmiseks käsitletakse eluasemeturu ja makroökonomika vahelisi seoseid ja mõjusid, ning viimaseks tuuakse välja varem tehtud uuringute tulemused, mille põhjal selgitatakse välja peamised kinnisvara hindu määravad tegurid.

1.1. Eluasemeturu olemus ja toimimine

Selle lõputöö peamises fookuses on üürile antud kinnisvara, millega kaubeldakse kinnisvaraturul, kus toimub selle hindade kujunemine ja korrektsioon vastavalt erinevate faktorite muutumistele. Aga ennekõike tuleb selgeks teha, mida konkreetselt tähendab kinnisvara, milledeks liikideks see jaguneb, mille poolest erineb kinnisvaraturg teistest turu liikidest ja milliseid tehinguid seal tehakse.

Kinnisvara vastavalt Eesti seadusandluses kirjeldatud asjade liigitusele on kinnisasi, milleks on maatükk koos selle oluliste osadega - sellega püsivalt ühendatud asjad nagu ehitised, kasvav mets, muud taimed ja koristamata vili, samuti maatükiga seotud ja kinnisasja igakordsele omanikule kuuluvad asjaõigused (AÕS § 8, § 16, § 30). Asjaõiguse üheks liigiks on omandiõigus, mis on täielik õiguslik võim asja üle – selle omanik võib seda näiteks vabalt kasutada või vallata (AÕS § 5, § 68). Üheks omandi esemeks ongi kinnisasi (kinnisomand), mis on vastavalt riigis kehtivale seadusele kantud kinnistusraamatusse, mis on vajalik kinnisasjade ja nendega seotud asjaõiguse aspektide muutumiste märkimiseks (AÕS § 51, § 69).

Üleval oli toodud kinnisvara tähendus lähtudes füüsilisest ja juriidilisest aspektidest, aga seda võib kirjeldada ka majandusliku ja sotsiaalse rolli perseptiivist. Kinnisvara majanduslik aspekt seisneb selles, et on vaja pidevalt investeerida selle säilitamiseks, korrashoidmiseks ja arenemiseks. Peamine majanduslik karakteristik on kinnisvara väärtus, mis on otseselt seotud selle

kasulikkusega nii rahalise (tulu vara omaniku jaoks), kui ka füüsilise- ja emotsionaalsete vajaduste rahuldamise pooltest (vara kasutajate vaatenurgast). Siit sujuvalt tuleneb ka sotsiaalne aspekt – inimeste füüsiliste, psühholoogiliste, intellektuaalsete ja teiste vajaduste rahuldamine, kuna just kinnisvara annab nendele mingit konkreetset toimumiskohta ja vastutab inimeste kvaliteetse elu eest. (Устюшенко, 2017)

Kinnisvara võib vaadelda ka vastavalt selle eesmärkide ja funktsionaalsuse külgedest. Esimene kategooria hõlmab kinnisvara, mida hoitakse isiklikeks tarbimiseks, investeerimisviisideks, ettevõtte või töötuse tegutsemiseks ja lihtsalt reserviks. Funktsionaalsete omaduste järgi kinnisvara võib olla kas elukondlik, äriline, tööstuslik, institutsionaalne või rekreatiivne. Üldiselt jagatakse kaheks kategooriaks ehk elamispiinaks ja äripinnaks, mida kasutatakse vastavalt isiklikeks vajadusteks (elamine, magamine, puhkamine ja teised kodus tavaliselt tehtavad asjad) ja tulu teenimise eesmärgil. (*Ibid*) Autor oma töös keskendub kinnisvarale just nagu eluasemele.

Nagu eelnevalt oli mainitud, eluase on koht, mida inimesed kasutavad ainult oma tavaelu eesmärkidel. Eluasemel aga tegelikult ei ole mingit konkreetset definitsiooni, seepärast allpool on esitatud mõned elukondliku kinnisvara tähendustest (Henilane, 2016):

- Koht, kus inimesed elavad, teevad erinevaid tegevusi ja rahuldavad oma sotsiaalseid ja bioloogilisi vajadusi;
- Keskkonnast eraldatud konstruktsioon, millel on seinad, katus, aknad, ukсед ja tehnilised elemendid;
- Ehitis, mis vastab seaduste ja regulatsioonide nõuetele, kus isikud võivad elada oma pereliikmetega, ning teised definitsioonid.

Tavaliselt eluase ikkagi assotsieerub kas korteri või majaga, mida inimene võib omada või üürida. Elukondlikul kinnisvaral nagu ärikinnisvaral on mingid konkreetsete karakteristikud, mis määravad selle väärtust, näiteks pindala, tubade arv, ehitusaasta, sisemine viimistlus ja hüved, asukoht, ümbruskond, naabrid ja teised. Nendel karakteristikutel põhineb ka eluasemete klassifikatsioon. Lisaks sellele, eluase on tihedalt seotud inimese füüsilise ja psühholoogilise kaitsetaseme, staatuse, heaolu ja elukvaliteediga. (*Ibid*)

Kuna kinnisvara on oma seisukohalt ikkagi füüsiline asi, mida on võimalik osta ja võõrandada, on õige hetk teha selgeks kuidas ja kus tehakse tehingud erinevate kinnisvara liikidega, ja üldse mis on võimalike tehingute sisu. Nagu on teada, turg on üleüldiselt mingite kaupade vahetuse kindel süsteem, milles osalevad mitu osapoolt, ning mis on reguleeritud nõudluse ja pakkumise poolt.

Kui natuke süveneda turu sisule, siis see on konkreetne koht või kohtade kogum, kus kaubeldakse erinevate kaupade ja teenustega. Kinnisvaraturg on aga midagi teistmoodi vormistatud, kuna seal pole mingit kindlat kohta, kus toimuvad ostu-müügi tehingud. Sellega kinnisvaraturuks võib pidada pigem protsessi, mille käigus tulevad kokku nõudlus ja pakkumine kinnisvara liikide juures, määratakse hindu ja lõpuks vormistatakse kinnisvara võõrandamise-omamise akti. Lisaks, kinnisvaraturg pakub midagi erilist ja unikaalset, millega saab teenida stabiilset lisatulu väikse riskiga võrreldes suure asendusvõimalusega toodetega, kuid samas kinnisvara on väga palju raha nõudev ja vähe likviidne kaup, mille turul valitsevad ranged piirangud ja reeglid. (Устюшенко, 2017)

Kinnisvaraturg toimib tänu juriidiliste ja majanduslike suhete loomisele. Need suhted tekivad, kui kaks osapoolt sõlmivad omavahel lepingu ehk teostavad ja fikseerivad tehingu ja selle tingimused, mille tulemusena toimub muutus kinnisvaraga seotud asjaoludes, näiteks asjaõiguse küsimused ja tuleviku perspektiiv. Kinnisvaratehinguid võib klassifitseerida kaheks kategooriaks (*Ibid*):

- Tehingud, mille tulemusena muutub kinnisvara omanik (ost-müük, kingitus, pärand ja teised);
- Tehingud, mille tulemuse muub kasutus- ja omandiõigus (üürimine, hüpoteek, liising ja teised).

Käesoleva lõputöös põhjalikumalt vaadeldakse teist tehingu liiki, nimelt üürimist. Kui rääkida eraldi elamispiindade üüriturul, siis see on osa kinnisvara ostu-müügiturul, kus peamised tegijad on eraisikud, aga ka juriidilised isikud ja riik, mis näiteks pakub munitsipaal- või sotsiaalelamispindu. Tallinna üüriturg on väidetavalt umbes 15% elamispiindadest, seega praeguseks neid võib olla rohkem kui 30 000. Umbes 95% kõikidest üüriturul pakutavatest variantidest on korterid, milleks on mitu põhjust, näiteks suurem taskukohasus võrreldes maja üürimisega, mitmekesisus alustades asukohast ja suurusest ning lõppedes viimistluse ja naabruskonnaga. (Toompark & Hindpere, 2012)

Mitte kõikides piirkondades ei ole üüriturg hästi arenenud, kuna see on paljude välisfaktorite mõju all. Näiteks Leedus inimesed pigem eelistavad osta eluaset kodu üürimisele, kuna üürituru arengutase on madal võrreldes terve kinnisvaraturuga, samuti üürimishind on kõrgem ja üürnike huvid ei ole piisaval tasemel juriidiliselt kaitstud (Gaspareniene *et al*, 2016). Elukondliku kinnisvara üürimistendents sõltub kõigepealt regioonist – mida vaesem, seda suurem protsent inimestest üürivad kinnisvara võrreldes selle omamisega. Samuti see on tihedalt seotud linnastumisega, kuna kui inimesed kolivad näiteks oma väikesest linnast suure pealinna, siis neil

ilmselt puudub võimalus osta endale kodu. Vaatamata sellele, et kinnisvara täielik omamine määrab inimeste majanduslikku heaolu, arenenud riikides, peamiselt nende suuremates linnades, üüritud kinnisvara protsent on suurem kui ostetud. Näiteks 2015. aastal Saksamaal ja Šveitsis kinnisvara omamisprotsent oli vastavalt alles 42% ja 34% rahvastikust, ning nende riikide suuremates linnades nagu Genf, Zurich ja Berlin näitaja oli vastavalt ainult 16%, 23% ja 11% elanikkonnast. Selline olukord on ennekõike seotud kõrge ostu-müügi hinna ja eluasemelaenu intressimääraga, mille tõttu finantseerimine välja üüritava kinnisvarasse on populaarsem ja kasulik idee. (Gilbert, 2015)

Tavaliselt üüriturg on suures sõltuvuses üldise kinnisvara aktiivsusest, mis omakorda võib sõltuda aktiivsete inimeste osakaalust rahvastikust. Aktiivne rahvastik või teiste sõnadega tööeline rahvastik on noored ja töötavad inimesed vanuses 15-74, kes oma olemusest ongi peamiselt tarbijad nii tavaliste kaupade, kui ka kinnisvaraturgudel. Mida rohkem on inimestel raha ja vajadusi, seda aktiivsemaks nad käituvad turul. Siit tuleneb järgmine üürituru mõjur – tööturul valitsev situatsioon. Kuna enamuse sissetuleku allikaks on ikkagi töökoht, siis kui seda pole, turul valitsev olukord hakkab tasapisi muutuma. Tööpuuduse suurenemise ja palkade sama tasemel jäämisega inimestel kaob võimalus võtta laenu näiteks oma kodu ostmiseks, mille tõttu nõudlus üüriturul kasvab. Tööhõive määra suurenemise ja palgatõusuga on aga vastupidi – kui majanduslik seisukord on soodustav, siis inimestel on stabiilne sissetulek, mille tõttu tulevik tundub kindlam, säästud tõenäolisem suurenevad, ostujõud suureneb, laenu võtmine ei ole nüüd nii koormav otsus, mille tulemusena üldine trend kinnisvaraturul kaldub pigem ostu poole ning aktiivsus üüriturul langeb. Viimaseks teguriks on laenutingimused, mille mõju on arusaadav – kui eluasemelaenude intressimäärad on kõrged, mis viitab pigem ebasobivale hetkele kinnisvara ostmiseks, siis ratsionaalsed ja arukad inimesed ei võtta laenu. (Toompark & Hindpere, 2012)

1.2. Makroökonomika ja selle seos kinnisvaraturuga

Makroökonomika on osa majandusteooriast, mis analüüsib majanduse terviklikku pilti – see valdkond vaatlleb majandusprobleeme, mis mõjutavad kogu majandust ja ühiskonda tervikuna nii lühiajalises kui ka pikaajalises perspektiivis. Lisaks, makromajandus ei uuri mitte ainult rahvamajandust, vaid ka selle omavahelist seost teiste riikide majandusega. Peamiseks eesmärgiks sellel teadusel on stabiilse majanduskasvu, hinnataseme ja täieliku tööhõive uurimine. (Matвeвa, 2017) Sellega kõige olulisemad näitajad, mida tihti lähemalt uuritakse, on SKP, inflatsioonimäär

ja töötuse määr, samuti tähelepanu pannakse intressimäärade, nõudluse ja pakkumise tasakaalule. Makroökoonoomika püüab selgitada kõike nende ja teiste makronäitajate määravaid tegureid, muutuste põhjusi, omavahelist seost ja mõju teistele faktoritele. (Mankiw, 2013)

Kinnisvaraturg mängib olulist rolli majanduses. Kokkuvõtlikult, kinnisvaraturu toimimine väljendub kapitali liikumise, tehingute teostamise, tulu teenimise, edasise teenuste ja kaupade pakkumise ja töökohtade loomise kaudu, mille tõttu on suur seos finants-, töö-, kaupade ja teenuste turgudega. Tuginedes sellele informatsioonile, see tegevusharu on üks põhilistest SKP komponentidest – ehitamine, renoveerimine ja tehingute teostamine genereerib nii lisatulusid, kui ka kulusid, samuti annab paljudele inimestele töötamis- ja raha teenimisvõimalusi, mis omakorda on otseselt seotud nende inimeste ostuvõime, heaolu ja elukvaliteedi paranemisega. Seeläbi kujuneb mingi konkreetne olukord erinevates majanduse sektorites, sealhulgas kujuneb ka hinnatase, mis reageerib välisfaktorite muutustele. Lisaks võib öelda, et seoses maailma populatsiooni kiire kasvuga, kinnisvaraturu olulisus ja mõju ulatus hakkab isegi suurenema. Praeguseks kinnisvara osatähtsus iga riigi kogu majanduslikust aktiivsusest võib olla umbes 20%. Aga selle turuosa areng sõltub peamiselt makrotasandil toimuvatest muutustest nagu majanduskasvust, investeringute suuruselt, näitajate sesoonsusest, pankade ja riigi rahapoliitikast, maksudest ja teistest faktoritest. (Henilane, 2016; Устюшенко, 2017)

Kinnisvara seos majandusega väljendub ka selle karakteristikutes – kestvus, mitmekesisus ja pidev asukoht. Kinnisvara pikaajaline eluiga tähendab ennekõike stabiilsust – isegi kui midagi muutub majanduse olukorraga, siis kinnisvara jääb paika niikuinii, mille tõttu investeringud kinnisvarasse on hea idee, mis stimuleerib majandusaktiivsust. Mitmekesisus kinnisvara puhul viitab unikaalsusele, mis mängib olulist rolli kinnisvara väärtuse välja selgitamisel, selle kasutamiskiisis ja üldises tajumises. Just mitmekesisus loob atraktiivsust ja pakub huvi nii tavalistele inimestele, kellel on soov kas elada või töötada mingis konkreetses kohas, kui ka investoritele, kes näiteks ostavad äri- või elukondlikud pinnad välja üürimiseks. Kinnisvara pidev asukoht mõjutab selle ümbritseva keskkonna arengut. Näiteks kui oli ehitatud elamurajoon, siis tulevikus selles piirkonnas tõenäolisem areneb nii infrastruktuur, erinevate sotsiaalsete ja meelelahutuslike teenuste kättesaadavus, kui ka töötamisvõimalused. Need muutused erinevates kohtades omakorda tekitavad lisatulusid ja kulusid, mis parandavad majanduslikku olukorda ning garanteerivad selle edasist arengut. (Gobillon & Goffette-Nagot, 2018)

Üldine hinnatase üsna kiiresti reageerib välisfaktorite muutustele ja uudistele. Näiteks kinnisvara hindade muutumist tihti seostatakse riigi keskpanga monetaarpoliitika otsustega. Arvatakse, et kinnisvaraturul toimuv kriis võib olla üldise majanduslanguse alguseks, kuna vara mullide lõhkumine mõjutab inflatsiooni taset ja tööturu situatsiooni. Monetaarpoliitika otsustega, nimelt kasutades reguleerimisinstrumendiks intressimäärasid, saab kontrollida kinnisvaramullide tekitamist ja arenemist, kuid ainult homogeensetes väikestes majanduskeskkondades. Näiteks kinnisvara hindade kiire tõusu stabiliseerimiseks on võimalik korrigeerida intressimäärade kõikumist, millest omakorda sõltub inimeste soov ja võime võtta laenu, nõudlus hakkab tasapisi vähenema, millega kaasneb hinnatase langus. (Bouchouicha & Ftiti, 2012)

Kui rääkida kinnisvara lõplikust väärtusest, siis üleüldiselt see suureneb aja jooksul, aga tuleb ikkagi tähelepanu pöörata turu nõudluse muutustele – selle vähenemisega uute arenduste hinnad võivad langeda. Lisaks sellele hinnatase kinnisvaraturul võib sõltuda majandustsüklis – äritegevuse aktiivsuse perioodiline kõikumine, mis on esitatud SKP kaudu. Nagu oli eelnevalt kirjeldatud, majandus ja kinnisvaraturu toimimine on lahutamatu osad, millele tuginedes saab järeldada, et ka kinnisvaraturu tsüklil on korrelatsioonis majanduse tsükliga. Majanduse tsükli, kui ka kinnisvaraturu tsükli, võib jagada neljaks peamiseks osadeks – esiteks toimub kasv, millele järgneb kahanemine ja langusfaas, ning selle peale toimub taastamine. Need 4 faasi pidevalt kordavad, luues niimoodi tsükli, mille osasid iseloomustab erinev makroökonomiliste tegurite seisukord – turu üldine aktiivsus, nõudluse-pakkumise tasakaal, hinnatase, investeringute suurus ja objektide kättesaadavus. Näiteks majanduse tsükli esimeses faasis sissetulekud kasvavad, toodang suureneb, tööpuudus väheneb ning intressimäärad ja inflatsioon hakkavad suurenema. Järgmiselt, kahanemisfaasis toimub nii öelda hea olukorra halvenemine, mille peale langusfaasis on näha olulist vähenemist toodangus ja teenustes, sissetulekud on madalad, töötus suureneb. Viimases taastumisfaasis ilmub positiivsus tuleviku ees, nimelt on näha kasvude märke tootmis- ja teenuste valdkondades, tulud, intressi- ja töötuse määrad stabiliseeruvad. (Geipele & Kauškale, 2013; Устюшенко, 2017) Samal ajal kinnisvaraturul toimub oma 4-faasiline tsüklil (Винокурова, Лях, 2016):

- Kahanemisfaasis mittekasutatavate ruumide arv suureneb, mille tõttu uusehituste osakaal ja üldse finantseerimine langeb, mille tõttu nõudlus ja kinnisvara hinnad hakkavad langema;
- Langusfaasis nõudlus on pakkumisest väiksem ning finantseerimisraha saab otsa, mille tõttu rendihinnad on madalad;

- Taastamis- või uute arenduste faasis nõudlus ja pakkumine hakkavad suurenema ja stabiliseeruma, mille tõttu hakatakse taas finantseerima uusi projekte, vabade ruumide arv väheneb, üüri- ja müügihinnad taastuvad, inflatsiooni suurenemisega tõuseb ka ehitushind;
- Kasvu- või turu küllastusfaasis toimub valmistatud hoonete müük ja rent, ehitusprotsess aeglustub ja uuesti algab kahanemisfaas.

1.3. Varasemad uuringud

Kinnisvara hindu mõjutavate tegurite kohta on tänaseks tehtud palju erinevaid töid. Neid saab jagada kaheks: esimesed kasutavad kvalitatiivseid andmeid kinnisvara hindade kirjeldamiseks, nimelt võtavad näiteks korteri karakteristikuid ja koostavad hedoonilist mudelit, mis on tavaline regressioon, kus sõltuv tunnus on näiteks korteri müügihind, aga seletavateks tunnusteks on selle karakteristikud nagu tubade arv, korrus, seisukord, ümbruskond, parkimisvõimalused, erinevate teenuste liikide kättesaadavus ja teised aspektid (Manson, 2009), teised aga proovivad kirjeldada hindu makroökonomiliste faktorite muutuste kaudu modelleerides ökonomeetriliseid mudeleid. Järgmiseks on esitatud näited senini tehtud uuringutest.

Gaspareniene, L. ja teised (2016) oma uuringus proovisid leida makroökonomiliste tegurite mõju kinnisvara hindade tasemele Leedus. Uuritavaks perioodiks oli valitud periood 2008. aastast 2015. aastani. Autorid kasutasid kahte meetodi: korrelatsiooni meetod ja regressioonanalüüs. Esimest kasutati selleks, et defineerida olulisi makroökonomilisi faktoreid, mis väljendavad mõju Leedu kinnisvara hindadele, aga kombinatsioon teise meetodiga aitas aru saada, milline on nende tegurite mõju kahetoalise korteri ruutmeetri hinnale Leedu suuremates linnades (Vilnius, Kaunas ja Klaipeda). Uuringu eesmärkide saavutamiseks valiti 4 olulisemat agregeeritud makroökonomilist näitajat, nimelt SKP, inflatsiooni, intressimäär ja laenude kättesaadavuse. Kahetoalise korteri ruutmeetri hinna valiku põhjus seisneb selles, et vaadeldaval perioodil turul valitsev nõudlus oli just selle korteri tüüpi järele. Tulemused näitasid, et nende nelja makroökonomiliste teguri ja üldise kinnisvara hinnataseme ning kahetoalise korteri ruutmeetri hinna vahel on statistiliselt oluline seos. Intressimäär ja laenude kättesaadavus olid kõige olulisemad mõjurid, aga SKP mõju oli pigem ebaoluline, kui tugineda regressioonanalüüsile.

Grum, B. ja Govekar, D. (2016) kontrollisid, kuidas erinevad makroökonomilised tegurid mõjutavad elukondliku kinnisvara hindu riikides erinevate majanduslike, sotsiaalsete ja kultuuriliste aspektidega. Nende valim koosnes 5 riigist: Sloveenia, Kreeka, Prantsusmaa, Poola ja Norra. Autorid kasutasid mitmest lineaarset regressioonimudelit, et tuvastada statistiliselt olulisi näitajaid ja nende mõjude ulatust. Tuginedes leitud korrelatsioonile oli valitud järgmised makroökonomilised tegurid: töötuse määr, aktsiate indeks, riigi jooksevkonto, SKP ja tööstustoodangu maht. Seletav tunnus oli väljendatud elukondliku kinnisvara ruutmeetri hinnaga valitud regioonides, ning perioodi ulatus oli aastast 2003 kuni 2012. Tulemuseks oli see, et elukondliku kinnisvara hinnatase tõesti erineb regiooniti. Näiteks Prantsusmaa, Kreeka, Norra ja Poola pealinnades ainuke tegur, millega hinnad olid seotud, oli töötuse määr. Lisaks sellele, Norras oli statistiliselt oluline ka riigi jooksevkonto. Sloveenias elukondliku kinnisvara ruutmeetri hind sõltus ainult aktsiate indeksist.

Akkay, R. C. (2021) oma teadustöös uuris Türgi kinnisvara hindade makroökonomilisi tegureid perioodil 2010 – 2020. Uuringuks oli valitud järgmiste sõltumatu muutujate kvartaalsed andmed: nominaalne SKP, tööhõivemäär, nominaalne vahetuskurss (TRYUSD) ja eluasemelaenu intressimäär. Uurimismeetodiks oli ARDL koosintegreerimise protseduur, mille käigus kasutades lineaarregressiooni leiti Türgi kinnisvara hindu kirjeldavad aspekte. Lisaks sellele, autor kontrollis aegriidade statsionaarsust, jääkliikmete autokorrelatsiooni, alluvust normaaljaotusele, heteroskedastiivsust ja andmete stabiilsust perioodi vältel. Uurimistöö tulemus oli kooskõlas autori ootustega – tööhõive määra 1% tõus toob endaga eluasemehindade 3,48% tõusu, Türgi liiri ja USA dollari vahetuskursi tõus põhjustab hindade tõusu 0,76% võrra, ning eluasemelaenu intressimäära ja elukondliku kinnisvara hindade vahel on negatiivne seos, nimelt intressimäära tõusuga 1% võrra kaasneb kinnisvarahindade langus 0,47% võrra. Ainuke tulemus ei vastanud ootustele – SKP muutus oli statistiliselt mitteoluline.

You, X. S. ja teised (2011) tegid uurimistöö, mille eesmärgiks oli analüüsida ärikinnisvara hindu kirjeldavaid makroökonomilisi aspekte. Autorite poolt valitud seletavad tunnused peegeldavad Hiina majanduslikku seisukorda aastatel 1999 – 2010: SKP, kodumajapidamiste sissetulek, maatehingute hinnaindeks, rahapakkumine, kinnisvarainvesteeringute suurus, kinnisvara ostumüügi tehingute arv. Andmed olid logaritmitud heteroskedastiivsuse elimineerimiseks. Meetodiks oli samuti regressioonimudeli püstitus, mille tulemuseks oli saadud, et ärikinnisvara hindade statistiliselt oluline seos esineb ainult SKP ja investeeringute suuruse tunnustega. Teisi näitajaid oli vaja eemaldada mudelist multikollineaarsuse tõttu.

Radonjić, M. ja teised (2019) teostasid uuringu Montenegro kinnisvara hindade mõjurite välja selgitamiseks, et aru saada kas makroökonomilised tegurid osalevad hinnatrendi määramisel. Autorid valisid järgmised näitajad eesmärgi saavutamiseks: SKP, inflatsioonimäär, eluasemelaenu intressimäär, eluasemelaenu kättesaadavus, töötuse määr, keskmine netopalk, riigi jooksevkonto defitsiit ja ehitustegevus. Periood oli vahemikus 2011. aasta esimesest kvartalist 2017. aasta kolmanda kvartalini. Uuringu meetod oli teistsugune võrreldes üleval toodud uurimistöödega – mudeli keskmistamise meetod, uurides lisaks makroökonomiliste tegurite viitaegade efekte. Tulemuseks saadi, et kinnisvara hindade trendi kõige paremini määrab SKP, samas netotulu, töötuse määr ja eluasemelaenu on ka statistiliselt olulised mõjurid.

Siiamaani Tallinna Tehnikaülikoolis oli kirjutatud mitu bakalaureuse tööd seotud kinnisvara hindade mõjuritega, aga kõige rohkem selle lõputöö teemaga on seotud need tööd, kus uuritavaks objektiks valiti just Põhjamaade kinnisvarahindu ja vaadati, kas ja kuidas konkreetset makroökonomilised tegurid on seotud elukondliku kinnisvara hindade kujunemisega. Autor leidis 2 sarnase teemavaldkonnaga tööd, kus tänu regressioonanalüüsile tõestati, et hindu seletavad tunnused ikka erinevad riigiti, näiteks tuginedes mõlema tööde tulemustele Eestis olid olulised intressimäär, keskmine brutopalk, inflatsioonimäär ja ehitushinnaindeks, Soomes oli intressi- ja inflatsioonimäär, ehitushinnaindeks, keskmine brutopalk ja tööhõive, ning Rootsi kinnisvara hindu kirjeldasid keskmine brutopalk, töötuse määr, SKP, intressi- ja inflatsioonimäär. (Maiberg, 2020; Puda, 2020)

Kui vaadelda töid, kus uuriti konkreetset üürihindade mõjureid, siis neid on vähem võrreldes nendega, kus uuriti kinnisvara müügihindade determinante. Kambo, A. ja teised (2017) uurisid makro- ja mikrofaktorite mõju Albaania kinnisvara nii müügi-, kui ka rendihindadele kasutades korrelatsioonanalüüsi ja hedoonilist regressioonanalüüsi. Peamiseks tulemuseks oli see, et nii mikroökonomilised näitajad (peamiselt eluaseme ja ümbruskonna karakteristikud), kui ka makroökonomilised tegurid (vahetuskurss, intressimäär, töötus, SKP ja teised) väljendavad olulist mõju mõlemale hinnale. Shida, J. (2021) samuti leidis oma töös, et SKP, intressimäär ja eluruumide kättesaadavus mõjutavad müügi- ja üürihindu. Ta kasutas 21 riikide kvartaalseid andmeid vahemikus 1985 – 2019 ja tegi nende paneelandmete põhjal veakorrektsioonimudeli analüüsi.

2. ANDMED JA METOODIKA

Käesolev peatükk tutvustab selles bakalaureusetöös kasutatavaid andmeid, esitades nende kirjeldust, statsitikat ja omavahelist seost. Lisaks sellele antakse ülevaade uuringu metoodikast, mudeli modelleerimisest ja vajalikest testidest.

2.1. Andmed ja valim

Lõputöö eesmärkide saavutamiseks autor koostab valimi kolmest riigist: Eesti, Soome ja Rootsi. Uurimisperioodiks valiti perioodi 2009. aasta esimesest kvartalist kuni 2023. aasta neljanda kvartalini. Selline ajavahemik on valitud kõigepealt kõikide riikide varasema perioodi näitajate andmete raskendatud kättesaadavuse tõttu. Samuti see periood hõlmab endas mitu kriisi – 2008 – 2010 aastate finantskriis, Covid-19 pandeemia järel alanud kriis ning aastatel 2022 – 2023 valitsev energiakriis, mida põhjustas Venemaa sõda Ukraina vastu. Andmete esialgne töötlemine toimub programmis *Excel*, kus nendest tehakse korralikud tabelid iga riigi jaoks. Andmestikus on kokku 60 vaatlust ning kasutatavad andmed on antud aastastes protsentuaalsetes muutustes kvartalite lõikes. Tabelis 1 autor tõi kõik näitajad ja nende lühendid, mida hakatakse edaspidi kasutama mudeli koostamiseks. Andmete kogumiseks kasutati mitu andmebaasi. Tegelike üürihindade protsentuaalne muutus ja töötuse määr iga riigi kohta, lisaks Eesti ja Soome eluasemelaenu intressimäärad olid võetud Euroopa Keskpannga andmebaasist. SKP protsentuaalsed muutused ja ühtlustatud tarbijahinnaindeksid pärinevad Euroopa Statistikaametist (Eurostat). Keskmise brutokuupalga protsentuaalsed muutused olig võetud eraldi Eesti, Soome ja Rootsi statistikaametitest ning Rootsi eluasemelaenu intressimäär ka pärineb Rootsi statistikaametist.

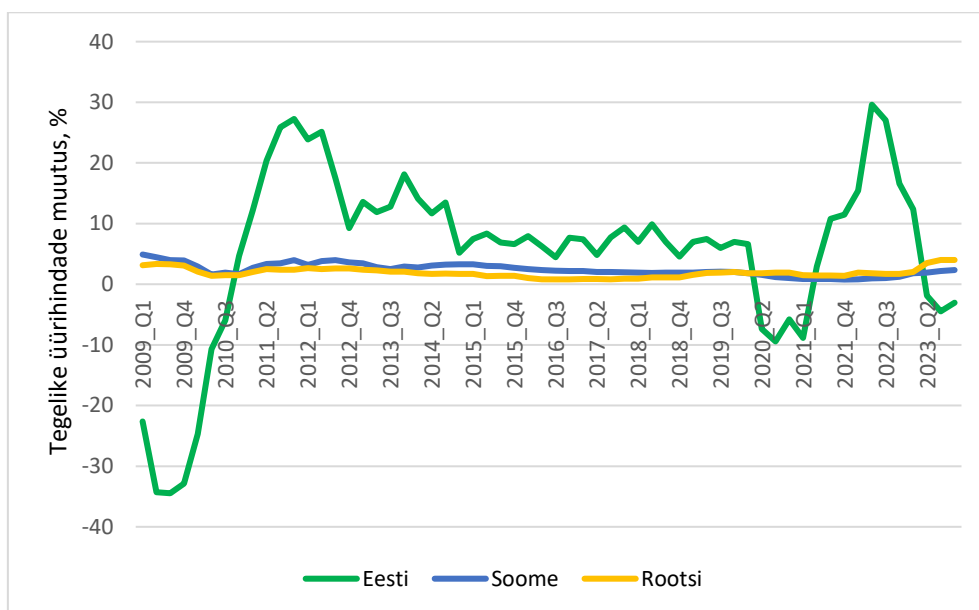
Tabel 1. Töös kasutatavad näitajad ja nende lühendid.

Tunnus	Tähendus
rent	Tegelike üürihindade protsentuaalne muutus
SKP	SKP protsentuaalne muutus
infl	Inflatsioon (ühtlustatud THI)

unemp	Töötuse määr (15-74 aastane elanikkond)
intress	Eluasemelaenu intressimäär
salary	Keskmise brutopalgaga protsentuaalne muutus

Allikas: autori koostatud

Oma töös autor soovib uurida eelnevalt mainitud regioonide elukondliku kinnisvara üürihindu mõjutavaid makrotegureid. Siit tuleneb, et uuringu sõltuvaks tunnuseks on eluasemete üürihind. Uurimiseks on valitud tegelike üürihindade protsentuaalne muutus. Valitud tunnus näitab, mitu protsenti on Eesti, Soome ja Rootsi tegelikud üürihinnad tõusnud või langenud võrreldes eelmise aasta sama perioodi näitajaga. Põhjus, miks otsustati võtta just protsentuaalset muutust seisneb selles, et erinevate riikide andmeid on lihtsam niimoodi võrrelda omavahel, samuti see aitab vältida aegridade mittestatsionaarsust. Joonisel 1 on esitatud üürihindade aastakasvu graafik:



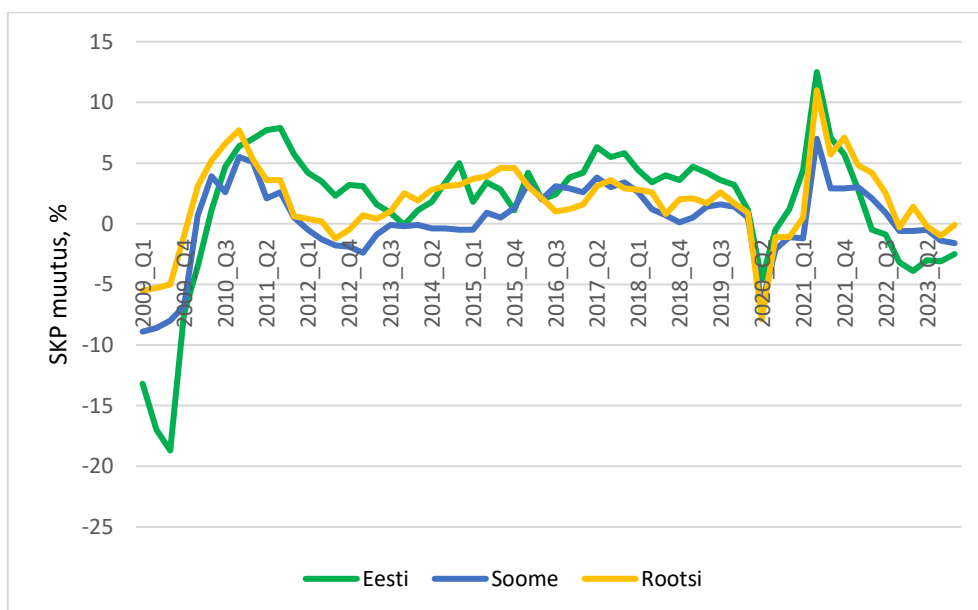
Joonis 1. Tegelike üürihindade protsentuaalne muutus Eestis, Soomes ja Rootsis

Allikas: European Central Bank (2024), autori koostatud

Nagu on näha graafikust, Soome ja Rootsi üürihindade muutus on stabiilsem võrreldes Eesti üürihindade muutusega. 2009. aasta finantskriisi aeg oli murranguline Eesti kinnisvaraturu jaoks, kuna eelnevalt üpriski tõusnud hinnad hakkasid suure kiirusega langema, mille lisaks langes ka inimeste ostujõud, suurenes tööpuudus ja seejärel vähenes nõudlus üüriturul pakutavatele objektidele. Majanduskriisi järgnev taastumisperiood tõi suure erinevuse Eesti, Soome ja Rootsi üüriturgude vahel – tol perioodil oli tasuv variant anda üürile kriisi ajal madala hinnaga ostetud

kinnisvara just Eestis, kuna muutused üürihindades olid positiivsed ja kõrgemad võrreldes teiste riikidega. Covid-19 pandeemia perioodil, kui ka viimase kriisi (Vene-Ukraina sõda ja energiakriis Euroopas) ajal Eesti üürihinnad tunduvalt langesid, kuid nende vahel oli järsk tõus, mis võib olla seotud tarbijate aktiivsuse ja nõudluse suurenemisega piirangute leevenduse tõttu, samuti Ukraina sõjapõgenikud soodustasid üürituru aktiivsust. Vaadates graafikule tõesti tekib huvi üürihindadega seotud tegurite ja riikide vaheliste erinevuste uurimise vastu.

Tuginedes eelnevas peatükis toodud varem tehtud uuringute tulemustele, autor valis oma lõputöö uuringuks 5 seletavat tunnust, mille mõju kinnisvara müügihindadele on tõestatud enamikes töödes. Oma töös autor soovib kontrollida, kuidas need samad makroökonomilised tegurid on seotud kinnisvara üürihindadega. Esimeseks tunnuseks on SKP protsentuaalne muutus. Paljudes töödes oli tõestatud, et SKP muutus mõjutab kinnisvara hindasid positiivselt ehk SKP kasvuga kaasneb hindade tõus – riigis läheb hästi, mille tõttu turud on aktiivsed (Grum & Govekar, 2016). Eesti, Soome ja Rootsi SKP muutuste graafik on esitatud joonisel 2.



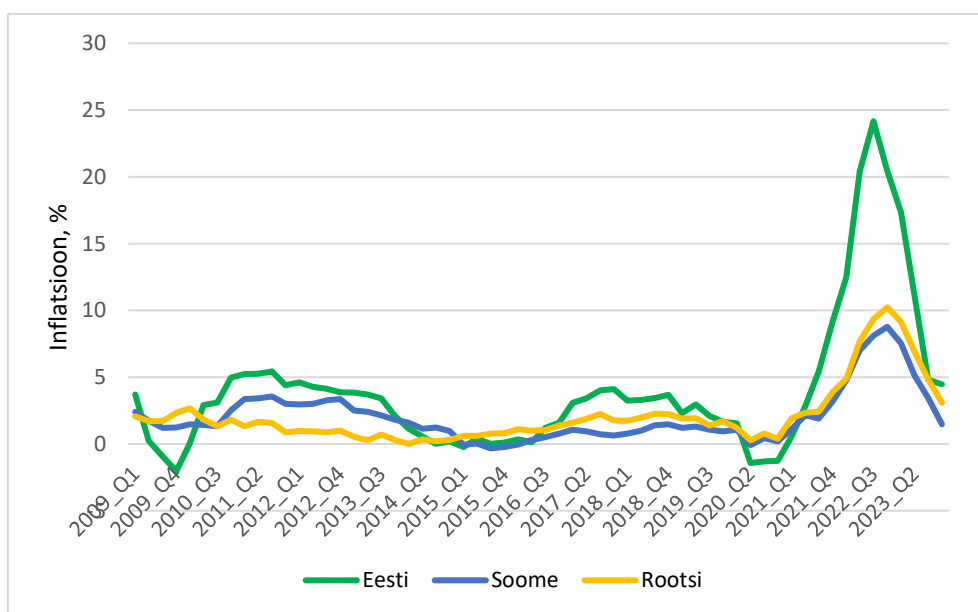
Joonis 2. SKP protsentuaalne muutus Eestis, Soomes ja Rootsis

Allikas: Eurostat (2024), autori koostatud

Üleval toodud joonisele tuginedes võib öelda, et Eesti, Soome ja Rootsi SKP muutuse graafikute liikumine on enam vähem sarnane. 2009. aasta majanduskriisi ajal SKP langus oli tõsisem Eestis olles praktiliselt 20%, aga samal ajal Rootsi muutus oli umbes 4 korda vähem. Koroonakriisi ajal muutus SKP-s oli peaaegu sarnane kolmes riigis, millele järgnes kiire aga mitte kaua kestav kasv.

Viimase kriisi ajal Eesti SKP langus oli samamoodi suurem, mis võib olla seotud sellega, et Eesti on väike riik, mis väga sõltub erinevate ressurside kättesaadavusest välisriikidest, mis omakorda mõjutab impordi-eksporti tasakaalu.

Teiseks seletavaks tunnuseks on inflatsioon. Näitaja aluseks on võetud ühtlustatud tarbijahinnaindeks (HICP). Varasemad uuringud on tõestatud, et inflatsioon, nagu muutused sisemajanduse koguproduktis, on seotud elukondliku kinnisvara hindade kujunemisega, ning selle suurenemisega kaasneb üldise hinnataseme kasv (Gasparyniene *et al* 2016). Kui vaadelda Eesti, Soome ja Rootsi inflatsiooni graafikuid (joonis 3), siis on näha, et Eestis hindade muutus oli alati tunduvalt suurem kui naaberriikides – nii finantskriisi, Covid pandeemiajärgse kriisi perioodil, kui ka viimase energiakriisi ajal Eesti näitaja oli kõrgem kui Soome ja Rootsi inflatsioon. Graafikud ise aga liiguvad umbkaudselt samalaadselt.

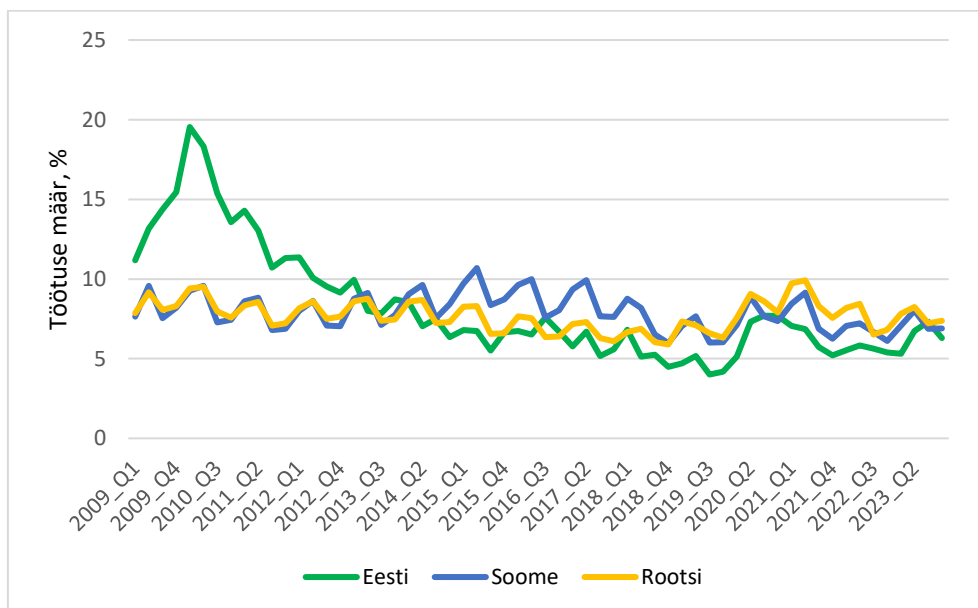


Joonis 3. Infaltsioon ühtlustatud THI kaudu Eestis, Soomes ja Rootsis

Allikas: Eurostat (2024), autori koostatud

Järgmiseks seletavaks tunnuseks on töötuse määr. Selle arvutamisel on aluseks võetud riikide aktiivne rahvastik ehk 15 – 74 aastased inimesed. Töötus on otseselt seotud inimeste ostu- ja maksevõimega, mille tõttu selle suurenemisega inimeste käitumine rahaväljamineku osas muutub tagasihodlikumaks, mis omakorda võib tähendada mingite erikaupade järele nõudluse ja hindade langust (Akkay, 2021). Uuringuks valitud riikide töötuse määrad on esitatud allpool joonisel 4. On näha, et Rootsi ja Soome situatsioon tööpuudusega on enam vähem stabiilne, kuid samas

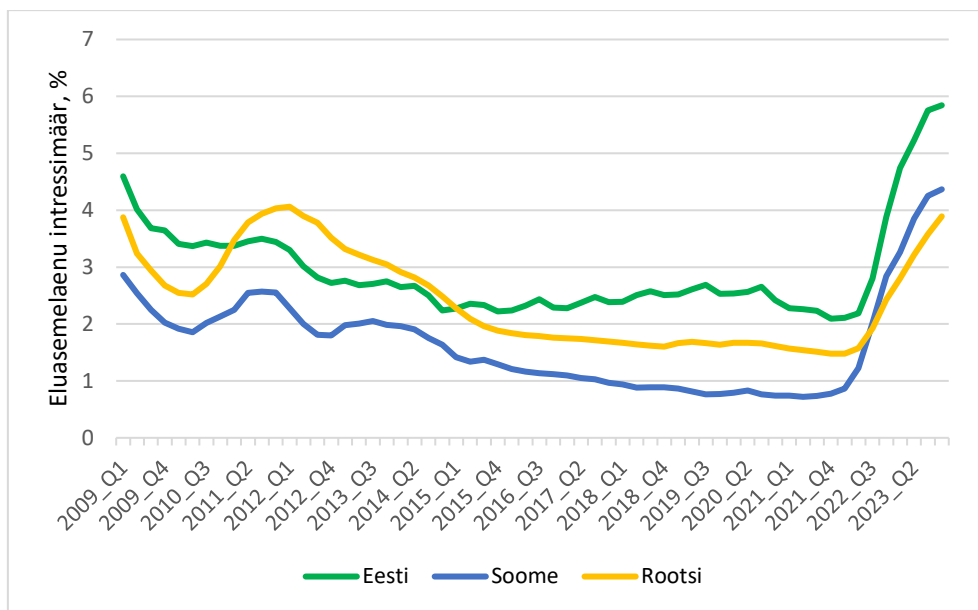
vaadeldava perioodi keskel Soomes oli kõrgeim töötuse määr. 2008 – 2010 aastate majanduskriisi ajal Eestis oli kõige suurem tööpuudus (19,54%), mis on tingitud üldise raske seisukorra ja majanduse sõltuvusega piiratud arvust tegevusalast. Samuti on näha, et esineb sesoonsus, mis on tingitud näiteks tööjõu suurenemisega ettevõtte tegutsemisvaldkonna aktiivse perioodi jooksul. Viimaseks, pandeemia ajal tööpuudus natuke suurenes nendes kolmes riigis, kuna oli palju piiranguid, inimestel oli vaja distantsi hoida ja võimalusel töötada kodust.



Joonis 4. Töötuse määr Eestis, Soomes ja Rootsis

Allikas: European Central Bank (2024), autori koostatud

Neljas selgitav tunnus on eluasemelaenu intressimäär. Nagu oli varasemalt uuritud, kodumajapidamistele antud elukondliku kinnisvara ostmiseks laenu intressimäär mõjutab nii kinnisvara müügihindu, kui ka üürihindu. Seos hindade ja intressimäära vahel peaks olema negatiivne, kuna kõrgemad intressimäärad vähendavad nõudlust kinnisvara ostmisele ja seejärel langevad ka hinnad. (Gasparenienne *et al*, 2016) Kui võtta eraldi üüriturg, siis seal pilt peaks olema vastupidine – seos on pigem positiivne, kuna madalamate intressimäärade puhul inimesed kaaluvad rohkem kodu ostmise poole, mille tõttu nõudlus üürile langeb. Järgmiselt on esiatud riikide intressimäärade graafik:

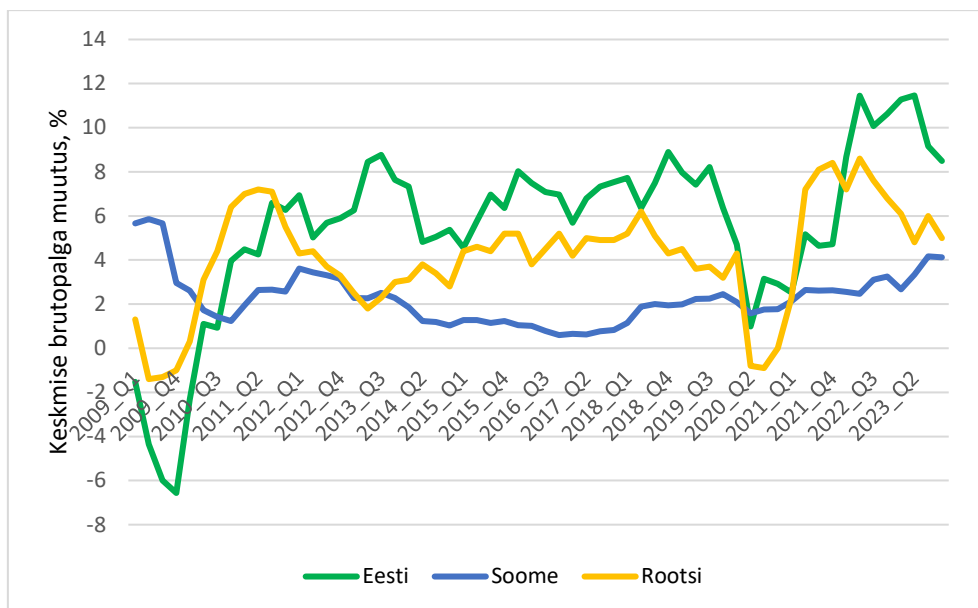


Joonis 5. Eluasemelaenu intressimäär Eestis, Soomes ja Rootsis

Allikas: European Central Bank (2024), Statistics Sweden (2024), autori koostatud

Jooniselt saab teada, et Eestis on peamiselt terve vaadeldava perioodi jooksul kõrgemad intressimäärad elukondliku kinnisvara ostmiseks mõeldud laenudel võrreldes naaberriikidega, Soomes on aga väiksemad võrreldes teistega. Ainult aastast 2011 kuni aastani 2015 Rootsis oli kõrgemad intressimäärad kui Eestis, mis võiks olla tingitud sellest, et tol perioodil olid mingid majanduslikud ja sotsiaalsed väljakutsed. Vene – Ukraina sõjast alanud kriisi ajal Euroopa Keskpank suurendas intressimäärasid, et võidelda inflatsiooniga – 2023. aasta neljandas kvartalis Rootsis see jõudis peamiselt 2009. aasta kriisi näitaja tasemele ning Soomes ja Eestis näitajad oli umbes 1,5% kõrgem kui esimese kriisi ajal.

Viimane seletav tunnus on keskmise brutopalgaprotsentuaalne muutus. See tunnus on otseselt seotud inimeste ostujõu ja maksevõimega, mis defineerib rahvastiku võimet lubada endale osta erinevaid kaupade liike, näiteks mida rohkem on raha, seda suurem on kinnisvara ostmise tõenäosus, mitte aga üürimise (Radonjić *et al* 2019). Joonis 6 demonstreerib brutopalgamuutusi riigiti. Sellele vaadates saab selgeks, et Soome brutopalgamuutus on enam vähem stabiilne – ainult kriiside aegadel olid mingid kõikumised. Eesti ja Rootsi keskmise brutopalgamuutus liigub praktiliselt ühe tendentsiga, kuid Eestis muutused on alati tunduvalt suuremad.



Joonis 6. Keskmise brutopalgaga protsentuaalne muutus Eestis, Soomes ja Rootsis

Allikas: Statistikaamet (2024), Statistics Sweden (2024), Tilastokeskus (2024), autori koostatud

Järgmiselt autor esitab andmete kirjeldavat statistikat. Tabelites 2, 3 ja 4 on esitatud kõikide töös kasutatavate riikide andmete kirjeldavad näitajad: minimaalne, maksimaalne ja keskmine väärtused, standardhälve ja variatsioonikordaja. Sealt on näha mitu erinevust riikide vahel.

Tabel 2. Eesti sõltuva ja seletavate muutujate kirjeldav statistika. Andmed on antud protsentides.

	Miinumum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve	Variatsioonikordaja
rent	-34,467	29,600	5,569	14,082	2,529
SKP	-18,700	12,500	1,628	5,429	3,334
infl	-2,033	24,167	3,927	5,296	1,349
unemp	4,007	19,540	8,187	3,549	0,433
intress	2,093	5,843	2,933	0,860	0,293
salary	-6,563	11,462	5,584	3,812	0,683

Allikas: autori arvutused

Tegelike üürihindade protsentuaalne muutus Eestis on märkimisväärselt erinev Soome ja Rootsi näitajatest – kõik selle teguri kirjeldavad näitajad on kõrgemad (madalam) Eestis. Eesti miinumum oli -34,47%-line muutus, samal ajal Soome ja Rootsi üürihindade minimaalne muutus oli positiivne vastavalt 0,77% ja 0,8%. Maksimaalne muutus Eesti üürihindades oli alles 30%, mis

võrreldes teiste riikide andmetega on praktiliselt 6 korda suurem. Samuti standardhälve on suurem olles 14,08% tasemel, mis tähendab et Eesti üürihindade muutused ei ole nii ühtlased, aga see võib olla seotud ennekõike sellega, et Eesti kinnisvaraturg on noor ning ei ole nii arenenud ega stabiilne toimuvate muutuste suhtes võrreldes Soome ja Rootsi kinnisvaraturgudega.

Tabel 3. Soome sõltuva ja seletavate muutujate kirjeldav statistika. Andmed on antud protsentides.

	Miinumum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve	Variatsioonikordaja
rent	0,767	4,900	2,398	0,996	0,415
SKP	-8,900	7,000	0,325	3,173	9,763
infl	-0,333	8,767	2,043	1,979	0,969
unemp	5,978	10,689	7,947	1,147	0,144
intress	0,720	4,367	1,674	0,878	0,525
salary	0,596	5,855	2,252	1,188	0,528

Allikas: autori arvutused

Peamiselt kõikide makroökonomiliste tegurite maksimaalsed ja keskmised väärtused on kõrgemad Eestis, välja arvatud keskmine SKP, mis on 0,3% võrra kõrgem Rootsis. Minimaalsete väärtuste kohta võib öelda seda, et Eesti on jälle esikohal – kõikide tunnuste näitajad on väiksemad võrreldes naaberriikide näitajatega, välja arvatud eluasemelaenu intressimäär – madalaim muutus oli Soomes, mis on umbes 2 korda vähem kui Rootsis.

Tabel 4. Rootsi sõltuva ja seletavate muutujate kirjeldav statistika. Andmed on antud protsentides.

	Miinumum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve	Variatsioonikordaja
rent	0,800	4,000	1,883	0,778	0,413
SKP	-7,900	11,000	1,858	3,160	1,701
infl	0,000	10,233	2,107	2,251	1,068
unemp	5,894	9,916	7,693	0,965	0,125
intress	1,479	4,061	2,445	0,851	0,348
salary	-1,400	8,600	4,163	2,419	0,581

Allikas: autori arvutused

Kui rääkida standardhälbest, siis tabelitele tuginedes võib järeldada, et Soome ja Rootsi andmed peamiselt paiknevad oma keskmiste väärtuste ümber, kuna standardhälbed on üsna väiksed, mis omakorda tähendab, et andmete keskmised on usaldusväärsed tunnuste iseloomustamiseks. Eesti üürihindade, SKP ja inflatsiooni andmete erinevus oma keskmistest on suurem, mille tõttu nendele ei saa ni kindlalt tugineda. Riikide andmete varieerumise võrdlemiseks võib kasutada ka variatsioonikordajat – üürihindade ja keskmise brutopalgaga muutused, inflatsioon ja töötuse määr varieeruvad rohkem Eestis, aga SKP ja eluasemelaenu intressimäär – Soomes.

2.2. Metoodika

Selle töö eesmärkide saavutamiseks, nimelt üürihindade mõjutavate makroökonomiliste tegurite ja nende mõju ulatuse välja selgitamiseks, autor koostas valimi, mis koosneb Eesti, Soome ja Rootsi andmetest. Uurimisperiodiks on periood algusega 2008. aasta teises kvartalis ja lõpuga 2023. aasta kolmandas kvartalis. Vaadeldava perioodi jooksul kontrollitakse, kuidas 5 väljavalitud seletavat tunnust, nimelt SKP protsentuaalne muutus, inflatsioon, töötuse määr, eluasemelaenu intressimäär ja keskmise brutopalgaga muutus protsentides on seotud tegelike üürihindade protsentuaalse muutusega Eestis, Soomes ja Rootsis. Lähtudes valitud andmetest, autor otsustas modelleerida lineaarset mitmest regressioonimudelit – see meetod võimaldab leida ja kirjeldada rohkem kui ühe eksogeensete muutujate mõju endogeensele muutujale, eeldusel et seletavad tunnused omavahel sõltumatud ja lineaarselt seotud sõltuva tunnusega (Paas, 1995). Edasine mudeli püstitamine, testide tegemine ja tulemuste analüüsi teostamine toimub ökonomeetria tarkvaras *Gretl*.

Autor hakkab modelleerima eraldi mudeleid Eesti, Soome ja Rootsi jaoks, mille peale soovib neid võrrelda omavahel. Üldise mudeli valem on esitatud allpool (valem 1):

$$rent_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times SKP_{it} + \beta_2 \times infl_{it} + \beta_3 \times unemp_{it} + \beta_4 \times intress_{it} + \beta_5 \times salary_{it} + u_{it} \quad , \quad (1)$$

kus

rent – tegelike üürihindade protsentuaalne muutus,

SKP – SKP protsentuaalne muutus,

infl – inflatsioon tarbijahinnaindeksi kaudu,

unemp – töötuse määr,

intress – eluasemelaenu intressimäär,

salary – keskmise brutopalgaga protsentuaalne muutus,

β_0 – mudeli vabaliige,
 $\beta_1 - \beta_5$ – mudeli parameeter, mis väljendab mõjutegurit,
 u – mudeli vealiige,
 i – riik (Eesti, Soome, Rootsi),
 t – periood ($t=1, 2, \dots, T$).

Enne modelleerimist tuleb kindalsti teha eeltööd. Kuna antud töös valiti erinevate aastate andmeid, mille tõttu tegemist on aegridadega, tuleb kindlasti kontrollida aegridade statsionaarsust. Regressioonmudeli koostamisel tuleb kasutada ainult statsionaarseid aegridu, kuna ainult sel juhul tulevad usaldusväärsed ja õiged tulemused. Kui aga kasutada mittestatsionaarseid aegridu, siis tõenäolisem tuleb näiv regressioonmudel – tegelikkus seos sõltuva ja seletavate tunnuste vahel puudub, aga saadud mudel ja näitajad on ikka statistiliselt olulised. Aegridade statsionaarsuse kontrollimiseks autor kasutab Dickey-Fuller ühikjuure testi, mille abil on võimalik uurida, kas aegrida on statsionaarne või mitte, mille peale kasutatakse diferentseerimist statsionaarsuse saavutamiseks. (Sauga, 2020; Gujarati & Porter, 2009)

Peale statsionaarsete aegridade saavutamist, autor hakkab modelleerima mitmest regressioonmudeli eraldi Eesti, Soome ja Rootsi andmete põhjal. Esiteks tehakse statsionaarsete aegridade korrelatsioonmaatriksi, et aru saada nende omavahelist seost. Järgmiseks mudeli sisse lisatakse korruga kõike tunnuseid ja hakatakse ühekaupa eemaldama statistiliselt mitteolulisi tegureid, kasutades eemaldamise vajaduse ja mõju mudelile kontrollimiseks kitsenduste F-testi (Gujarati & Porter, 2009). Seda tegevust korratakse selle hetkini, kui kõik mudeli selgitavad tunnused on statistiliselt olulised.

Juhul, kui mudeli koostamisel kasutades lineaarset regressiooni tekivad probleemid ja lõpuks saadakse halb mudel, autor proovib modelleerida ARIMA mudelit (*autoregressive integrated moving average*) või täpselt ARMAX, kuna see hakkab sisaldama seletavaid tunnuseid. ARIMA modelleerimist kasutatakse tavaliselt prognoosi tegemiseks, kuid selles uuringus üürihindade prognoos ei ole eesmärk, mille tõttu autor kasutab seda statistiliselt oluliste tunnuste leidmiseks ja nende mõju mõistmiseks. Autoregressiivne protsess (AR) tähendab sõltuvust eelmise perioodi väärtusest, aga libiseva keskmise protsessi (MA) puhul aegrea väärtus konkreetsel perioodil on määratud eelmiste perioodide juhuslike šokkide poolt. Autor valib parimate AR ja MA protsesside järke Akaike informatsioonikriteeriumi järgi (AIC) – mida väiksem see on, seda parem. Integreerimisjärk vastab aegridade diferentseerimisjärgule, mis oli rakendatud statsionaarsuse saavutamiseks. (*Ibid*)

Kui lõplikuks mudeliks on lineaarne regressioonimudel, siis lähemalt uuritakse mudeli olulised näitajad nagu mudeli statistilise olulisuse tõenäosus, tavaline ja korrigeeritud determinatsioonikordaja, samuti heteroskedastiivsuse, autokorrelatsiooni ja multikollineaarsuse olemasolu vastavalt White's testi, Breusch-Godfrey testi ja VIF näitaja abil. Testide põhjal järelduste tegemiseks kasutatakse olulisuse nivoo 0,05 – kui olulisuse tõenäosus (*p-value*) on sellest suurem, siis võetakse vastu nullhüpotees, kui aga *p-value* on vähem 0,05-st siis lükatakse nullhüpotees tagasi ja kehtib sisukashüpotees. Heteroskedastiivsuse esinemisel regressioonimudeli koefitsientide standardvead on vale hinnangutega, aga selle vastu saab kasutada kohandatud standardvigu, mis arvestavad heteroskedastiivsuse esinemisega. Autokorrelatsiooni puhul standardhälvete hinnangud võivad ka olla nihkega, mille põhjusel järeldused kogemata tehakse täiesti vale mudeli põhjal, kuna mudel on ikka statistiliselt oluline ja kõrge selgitusvõimega. Multikollineaarsuse esinemine on ohtlik seepärast, et mõningad seletavad tunnused korreleeruvad teiste seletavate tunnustega rohkem kui sõltuva tunnusega, mille tõttu neid ei saa kasutada regressioonimudeli koostamisel sõltumatuse eelduse rikkumise tõttu. Multikollineaarsust on võimalik vähendada, kuid samas ka ignoreerida, kui näiteks parameetrite märgid on statistiliselt olulised ja loogilised. Viimaseks kontrollitakse jääkliikmete alluvust normaaljaotusele Doornik-Hanseni testiga, mudeli kuju õigust Ramsey's RESET testi abil ja võimalike struktuursete muutuste olemasolu teostades QLR testi. (Paas, 1995; Sauga, 2020; Gujarati & Porter, 2009) Kui aga lõplikuks on valitud ARIMA mudel, siis kontrollitakse jääkliikmete autokorrelatsiooni ja alluvust normaaljaotusele.

3. TULEMUSED JA JÄRELDUSED

Lõputöö viimases peatükis esitatakse Eesti, Soome ja Rootsi üürihindade mudelite modelleerimise tulemused, mille peale tuuakse välja saadud mudelite peamised erinevused ja sarnasused. Samuti selles peatükis tehakse järeltõlget eelnevalt kirjeldatud mudelite tulemuste põhjal ning ettepanekuid, kuidas oleks võimalik edasi töö arendada.

3.1. Analüüsi tulemused

3.1.1 Eesti üürihindu selgitavad tegurid

Esimeseks ettevalmistusetapiks on aegridade statsionaarsuse kontrollimine Dickey-Fuller ühikjuure testi abil. Selle meetodi nullhüpotees ütleb, et aegreas esineb ühikjuur, mis viitab mittestatsionaarsusele, sisukas hüpotees aga vastupidi. Kui aegrida on mittestatsionaarne, siis järgmiseks leitakse selle aegrea 1. järku diferentsi, mille Dickey-Fuller ühikjuure testi tulemuseks eeldatakse saada statsionaarsuse tõestamist. Diferentseerimist kasutatakse seni, kuni nullhüpotees ühikjuure esinemisest on ümber lükatud. Samuti tuleks silmas pidada fakti, et erinevat järku diferentseeritud aegridade kasutamine mudeli koostamisel on halb mõte, kuna niimoodi raskeneb selle mudeli tulemuste tõlgendamise ja üldse terve mudel muutub mõttetuks (Sauga, 2020). Selle põhjusel, kui on leitud, et üks tunnustest on mittestatsionaarne, siis korruga leitakse iga aegrea jaoks diferentse ja uuesti kontrollitakse nende statsionaarsust.

Eesti andmete põhjal rakendatud Dickey-Fuller ühikjuure testide teostamisel leiti, et esimeseks mittestatsionaarseks tunnuseks on *infl*. Järeldus selle kohta oli tehtud konstandita mudeli põhjal, kuna konstant ja trend olid statistiliselt mitteolulised – olulisuse tõenäosused on vastavalt 0,1124 ja 0,2017. Ilma konstandita mudeli *p-value* väärtus on 0,691, mis on suurem kui olulisuse nivoo 0,05, mille tõttu võetakse vastu nullhüpotees. Selle peale autor leidis tunnuste 1. järku diferentse. Kui vaadelda diferentseeritud inflatsiooni tunnust, kui ka teiste tegurite aegridade statsionaarsuse kontrolli tulemusi, siis võib väita, et ühikjuurest õnnestus vabaneda ja aegread on nüüd

statsionaarsed. Eesti aegriidade Dickey-Fuller ühikjuure testide tulemused on toodud elektroonilises lisas 1 (Saaliste, 2024).

Järgmiseks autor loob korrelatsiooni maatriksi, et näha, kuidas on omavahel seotud makroökonomilised tegurid ja sõltuv tunnus. Kui vaadata allpool toodud tabeli 5, võib järeldada, et tunnusega d_rent kõige rohkem seotud tunnus d_infl – nende vahel esineb tugev positiivne seos (0,6353) ehk kui inflatsiooni muutus suureneb siis üürihinnad ka tõusevad ning vastupidi. Kõige nõrgeim seos esineb tunnusega $d_intress$ – negatiivne seos (-0,1809) viitab sellele, et intressi tõus põhjustab üürihindade langust ning vastupidi. Kui rääkida multikollineaarsuse ohust, siis selline tõenäosus on väike, kuna seos nende tunnuste vahel ei ole nii tugev ning neid võib ikkagi koos mudelisse panna. Tuleb ka mainida, et diferentside kasutamine mudeli koostamisel põhjustab uuritava perioodi lühenemist – nüüd selleks on ajavahemik 2009. aasta teisest kvartalist kuni 2023. aasta neljanda kvartalini.

Tabel 5. Eesti 1. järku diferentseeritud andmete korrelatsiooni maatriks.

	d_rent	d_SKP	d_infl	d_unemp	d_intress	d_salary
d_rent	1	0,2765	0,6353	-0,2177	-0,1809	0,4568
d_SKP	0,2765	1	0,0745	-0,0526	-0,0589	0,3310
d_infl	0,6353	0,0745	1	-0,2105	-0,2727	0,4735
d_unemp	-0,2177	-0,0526	-0,2105	1	-0,0669	-0,1050
d_intress	-0,1809	-0,0589	-0,2727	-0,0669	1	0,0271
d_salary	0,4568	0,3310	0,4735	-0,1050	0,0271	1

Allikas: autori arvutused

Esiatselt autor proovib koostada lineaarset regressioonimudelit. Tunnuseid lisatakse korraka mudeli sisse ning kasutades kitsenduste F-testi eemaldatakse ühekaupa statistiliselt mitteolulisi tunnuseid alustades kõige suurema p -value väärtusest. Kui F-testi tulemuseks võeti vastu nullhüpotees, siis tunnuse eemaldamine oli põhjendatud. Kokku tuli 5 mudelit, mis on esitatud lisas 1, aruandeid saab elektroonilisest lisast 4 (Saaliste, 2024). Viimane ja parim mudel number 5 on ilma konstandita, kuna see oli statistiliselt mitteoluline mudelis 4. Kui ümardada selle mudeli jääkliikmete keskvaartust täisarvuni, siis see on praktiliselt 0 (0,22042), mis viitab sellele, et ilma konstandita mudeli võib edaspidi kasutada. Samuti kitsenduste F-test näitas, et seda võib mudelist eemaldada - olulisuse tõenäosused oli 0,704141, mis on suurem kui olulisuse nivoo 0,05, mille

tõttu võetakse vastu nullhüpotees – parameeter ei ole mudeli jaoks oluline. Võrreldes omavahel kõike saadud mudeleid on näha, et iga statistiliselt mitteolulise tunnuse eemaldamiseks mudel tervikuna muutis paremaks, kuna korrigeeritud determinatsioonikordaja suurenes iga kord. Kui aga süveneda 5 mudeli analüüsile, siis saab selgeks, et see ikkagi ei ole kasutuskõlblik, kuna Breusch-Godfrey testi tulemuseks saadi autokorrelatsiooni esinemist ($p\text{-value } 0,000292 < 0,05$), mille tõttu tunnuste standardhälvete hinnangud on nihkega, mis omakorda võib viia valedele järeldustele. Seega teiste testide tulemused ei oma mõtet.

Järgmiselt autor otsustab proovida ARIMA mudeli koostamist. Kuna mudelis kasutatakse mitu seletavat tunnust, õige nimetus on ARMAX mudel. Kõigepealt, kasutades *Gretl*'i menüüst valiku *ARMA lag selection*, valitakse parimad AR ja MA järke väikseima Akaike informatsioonikriteeriumi (AIC) järgi. Tulemuseks saadi, et parim variant on AR(1) ja MA(3). ARMAX mudeli tehakse tunnuste esialgsel tasandil ehk aluseks ei võeta nende diferentse, vaid lihtsalt pannakse mudeli integreerimisjärku 1, mis tähendab 1. järku diferentside kasutamine aegriidade statsionaarsuse saavutamiseks. Esialgselt autor lisab korraga kõike seletavaid tunnuseid ja siis hakkab ühekaupa neid eemaldama alustades sellest, millel on suurim olulisuse tõenäosus. Lõpuks olid järgmised mudelid:

Tabel 6. Eesti ARMAX (1,1,3) mudelid (sõltuv tunnus d_{rent} , ajavahemik 2009:2 – 2023:4).

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4	Mudel 5
const	0,3176 (0,9043)	0,3223 (0,9067)	0,3192 (0,9082)	0,2618 (0,8687)	-
phi_1	-0,2396* (0,1345)	-0,2402* (0,1363)	-0,2274* (0,1335)	-0,2843* (0,1618)	-0,2815* (0,1618)
theta_1	0,4122*** (0,0838)	0,4139*** (0,0933)	0,3977*** (0,1237)	0,4582*** (0,1172)	0,4570*** (0,1171)
theta_2	0,4122*** (0,1081)	0,4139*** (0,1350)	0,3977 (0,2443)	0,3317*** (0,0841)	0,3317*** (0,0840)
theta_3	0,9999*** (0,1339)	1,0000*** (0,1743)	0,9999*** (0,3431)	0,8735*** (0,1392)	0,8746*** (0,1393)
d_SKP	0,3821** (0,1779)	0,3674** (0,1751)	0,3432** (0,1715)	0,3944** (0,1953)	0,3952** (0,1956)
d_infl	1,790***	1,771***	1,721***	1,758***	1,756***

	(0,2456)	(0,2463)	(0,2270)	(0,2503)	(0,2504)
d_unemp	0,4082 (0,2744)	0,4345 (0,2672)	0,4154 (0,2580)	-	-
d_intress	0,6400 (1,510)	-	-	-	-
d_salary	-0,1378 (0,2324)	-0,1377 (0,2362)	-	-	-
R ²	0,9520	0,9516	0,9515	0,9468	0,9469
R ² _a	0,9443	0,9450	0,9459	0,9417	0,9419
AIC	332,2	330,4	328,7	328,7	326,8
n	59	59	59	59	59

Allikas: autori arvutused, koostatud elektroonilises lisas 5 toodud aruannete alusel

Märkused:

- * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1
- ** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05
- *** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

Viimaseks autor otsustab kontrollida jääkliikmete alluvust normaaljaotusele ja autokorrelatsiooni esinemist veendumuseks, et mudel 5 on kasutuskõlblik. Selleks oli salvestatud eraldi mudeli jääkliikmed, mille peale oli loodud nende korrelogramm. Tulemuseks saadi, et jääkliikmed moodustavad valge müra viitajani 12 ehk autokorrelatsioon puudub, kuna olulisuse tõenäosus oli suurem kui olulisuse nivoo. Samuti mudeli jääkliikmed alluvad normaaljaotusele (*Chi-square p-value* 0,4009 > 0,05). Teiste testide tegemine, nimelt White's testi ja Ramsey's RESET testi, ei ole võimalik teha ARMAX mudeli korral. Lisaks, kui võrrelda ARMAX mudeli ja parima tavalise regressioonimudeliga, siis on näha, et AIC kriteerium on vähem ning korrigeeritud determinatsioonikordaja on suurem ARMAX mudelil, mis viitab ennekõike sellele, et mudel tervikuna on parem.

Tuginedes üleval kirjeldatule, autor valib viimase, ARMAX mudeli, tulemuste tõlgendamiseks ja järelduste tegemiseks. Vaadates seletavate muutujate koefitsientidele, on näha, et nad mõjutavad sõltuvat tunnust positiivselt:

- Kui SKP protsentuaalne muutus kasvab, siis tegelike üürihindade protsentuaalne muutus ka suureneb;

- Kui inflatsiooni muutus suureneb, siis tegelike üürihindade protsentuaalne muutus ka kasvab.

3.1.2 Soome üürihindu selgitavad tegurid

Nagugi Eesti mudeli korral, esimeseks etapiks on aegriade statsionaarsuse kontroll, milleks rakendatakse samamoodi Dickey-Fuller testi. Kui võetakse vastu nullhüpotees, siis aegrida on mittestatsionaarne ning statsionaarsuse saavutamiseks on vaja seda diferentseerida. Samuti, kui üks kasutatavatest seletavatest tunnustest on mittestatsionaarne, siis autor kohe diferentseerib kõike tunnuseid tõlgendamise raskuste vältimiseks. Sarnaselt Eesti üürihindade ja SKP protsentuaalse muutustele Soome esimesed 2 aegrida on statsionaarsed – üürihindade aegrida *p-value* trendiga mudelile tuginedes on 0,01082 ning SKP oma on 0,000873 ilma konstandita mudeli järgi. Järgmine muutuja, *infl*, on mittestatsionaarne, millele viitab konstandi ja trendiga mudeli olulisuse nivoo 0,07761. Järeldus oli tehtud just selle mudeli põhjal kuna trend oli statistiliselt mitteoluline (*p-value* 0,8553 > 0,05). Mittestatsionaarsuse probleemi lahendamiseks autor leidis 1. järku diferentse, aga esimest muutujat kontrollides tuvastati tunnuse *d_rent* mittestatsionaarsust (*p-value* 0,19 > 0,05), mille põhjusel oli kohe leitud 2. järku diferentseid. Uuendatud sõltuva ja seletavate tunnuste Dickey-Fuller test tõestas 2. järku integreeritud aegriade statsionaarsust. Testide tulemused on esitatud elektroonilises lisa 2 (Saaliste, 2024). Uuritav periood muutis lühemaks 2 vaatlusperioodi võrra.

Edasi autor koostab korrelatsioonmaatriksi tunnuste omavaheliste seoste määramiseks. Kui tugineda tabelis 7 toodud korrelatsioonikordajatele, siis on näha, et tunnusega *d2_rent* on peamiselt kõik 2. järku diferentseeritud tunnused nõrgalt seotud. Ainuke positiivne seos on tunnusega *d2_intress* (0,1033). Kõige tugevam sõltuv tunnus on seotud muutujaga *d2_salary* – negatiivne seos, -0,3137, tähendab seda, et keskmise brutopalgaga suurenemisega kaasneb üürihindade langus ja vastupidi. Multikollineaarsuse oht võib ka esineda, kuna tunnused *d2_SKP* ja *d2_infl* on omavahel tugevam seotud..

Tabel 7. Soome 2. järku diferentseeritud andmete korrelatsiooni maatriks.

	d2_rent	d2_SKP	d2_infl	d2_unemp	d2_intress	d2_salary
d2_rent	1	-0,2732	-0,1557	-0,0400	0,1033	-0,3137
d2_SKP	-0,2732	1	0,5231	0,0582	-0,2394	0,2049
d2_infl	-0,1557	0,5231	1	-0,0158	-0,1023	0,1218

d2_unemp	-0,0400	0,0582	-0,0158	1	-0,0849	-0,1302
d2_intress	0,1033	-0,2394	-0,1023	-0,0849	1	0,1156
d2_salary	-0,3137	0,2049	0,1218	-0,1302	0,1156	1

Allikas: autori arvutused

Järgmiseks etapiks on lineaarse regressioonimudeli modelleerimine. Kõik saadud mudelid on esitatud lisas 2, nende aruanded on kättesaadavad elektroonilisest lisast 6 (Saaliste, 2024). Esialgselt lisati kõik tunnused mudeli sisse - ainuke statistiliselt oluline tunnus oli *d2_salary*. Teiste tunnuste ühekaupa eemaldamisega sai statistiliselt oluliseks olulisuse nivoo 0,1 juures tunnus *d2_SKP*. Selles mudelis konstant oli statistiliselt mitteoluline, mille tõttu autor otsustas seda eemaldada, mille tulemuseks oli saadud mudel 5. Esiteks oli kontrollitud heteroskedastiivsus – *p-value* oli 0,002475, mis on vähem 0,05-st ehk heteroskedastiivsus esineb, standardvead on nihkega. Selle faktiga arvestades autor kasutas uuendatud mudelis kohandatud standardvigu, aga sai teada, et eelnevalt statistiliselt olulised tunnused enam ei ole olulised (mudel 6). Seega mudelist oli eemaldatud *d2_SKP*, kuna selle olulisuse tõenäosus oli suurem kui tunnusel *d2_salary*, mille peale oli saadud uus mudel 7, kus ainuke tunnus *d2_salary* oli statistiliselt oluline nivool 0,1. Selles mudelis ei olnud heteroskedastiivsust (*p-value* 0,4051 > 0,05), aga esines autokorrelatsioon (*p-value* 2,852e-07 < 0,05), mille põhjusel otsustati proovida teha ARMAX mudeli.

AR ja MA protsesside järgud oli valitud väikseima Akaike informatsioonikriteerimui järgi – AR(0) ja MA(3). Integreerimisjärk oli 2, kuna aegridade statsionaarsus oli saavutatud kasutades 2. järku diferentse. Nagu lineaarse regressioonimudeli modelleerimisel esiteks lisati kõik tunnused ning seejärel eemaldati ühekaupa statistiliselt mitteolulised tunnused mudelist ära. Lõpuks oli saadud 4 mudelit, mis on esitatud tabelis 8. Nagu sealt on näha, lõplikus mudelis 4 pole konstanti, kuna see oli statistiliselt mitteoluline mudeli 3. Mudeli jääkliikmed ei allu normaaljaotusele (*Chi-square p-value* 0,00413 < 0,05), aga see ei tekita probleeme. Autokorrelatsiooni pole – tuginedes jääkliikmete korrelogrammile viitajani 12 olulisuse tõenäosus on suurem kui olulisuse nivoo 0,05.

Tabel 8. Soome ARMAX (0,2,3) mudelid (sõltuv tunnus *d2_rent*, ajavahemik 2009:3 – 2023:4).

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4
const	0,0072 (0,0049)	0,0066 (0,0047)	0,0067 (0,0047)	-
theta_1	-0,6378***	-0,6283***	-0,6299***	-0,6063***

	(0,0901)	(0,0825)	(0,0814)	(0,1043)
theta_2	0,6378*** (0,1034)	0,6283*** (0,0981)	0,6299*** (0,0941)	0,6410*** (0,0972)
theta_3	-1,000*** (0,0972)	-1,000*** (0,0988)	-1,000*** (0,0939)	-0,9747*** (0,1095)
d2_SKP	-0,0226** (0,0115)	-0,0204** (0,0098)	-0,0181** (0,0091)	-0,0186** (0,0093)
d2_infl	0,0253 (0,0494)	0,0263 (0,0503)	-	-
d2_unemp	-0,0199 (0,0123)	-0,0184 (0,0117)	-0,0195* (0,0116)	-0,0199* (0,0117)
d2_intress	-0,1074 (0,2890)	-	-	-
d2_salary	-0,2745*** (0,0469)	-0,2830*** (0,0394)	-0,2799*** (0,0393)	-0,2805*** (0,0404)
R ²	0,9198	0,9192	0,9193	0,9214
R ² _a	0,9086	0,9098	0,9115	0,9139
AIC	41,51	39,64	37,92	37,93
n	58	58	58	58

Allikas: autori arvutused, koostatud elektroonilises lisis 7 esitatud aruannete alusel

Märkused:

- * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1
- ** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05
- *** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

4 mudeli tulemuste põhjal saab järeldada, et tegelike üürihindade protsentuaalse muutuse 2. järku diferentsi mõjutavad kõige rohkem keskmise brutopalgaga protsentuaalse muutuse ning sisemajanduse koguprodukti protsentuaalse muutuse 2. järku diferentsid:

- Kui $d2_salary$ kasvab, siis $d2_rent$ langeb;
- Kui $d2_SKP$ suureneb, siis $d2_rent$ väheneb.

Üürihindade muutusega on nõrgalt seotud ka töötuse määra muutuse 2. järku diferents – kui see suureneb, siis 2 korda integreeritud üürihindade muutus väheneb.

3.1.3 Rootsi üürihindu selgitavad tegurid

Viimaseks korratakse kõike eelnevalt kirjeldatud samme, aga juba Rootsi andmetega. Statsionaarsuse kontrollimine Dickey-Fuller ühikjuure testiga andis tulemuseks seda, et kohe esimene tunnus, nimelt *rent*, on mittestatsionaarne – seoses trendi ning trendi ja konstandiga mudelite statistiliselt mitteolulisusega järeldus ühikjuure esinemisest on tehtud ilma konstandita mudeli põhjal, kus olulisuse tõenäosus on 0,8667. Ühikjuure eemaldamiseks leiti korruga aegridade 1. järku diferentse, et vältida võimalike mudeli tõlgendamise probleeme. Kontrollides diferentseeritud aegridu oli tuvastatud, et nendes kõikides ühikjuur puudub, mida on näha ka elektroonilisest lisast 3 (Saaliste, 2024).

Tabeli 9 põhjal võib järeldada, et kõige tugevam seos on tunnustega *d_intress* ja *d_infl*, korrelatsioonikordajad vastavalt 0,4209 ja -0,3596. Nõrgeim seos on tunnusega *d_unemp* – kordaja on alles -0,0376, mis viitab negatiivsele seosele ehk kui töötuse määr suureneb, üürihind tõuseb ja vastupidi. Tugev seos esineb tunnuste *d_SKP* ja *d_salary* vahel – neid ei tohi ühte mudelisse koos jätta. Uuritav periood on sama nagu Eestil – alguseks on 2009. aasta teine kvartal, lõpuks 2023. aasta neljas kvartal.

Tabel 9. Rootsi 1. järku diferentseeritud andmete korrelatsiooni maatriks.

	d_rent	d_SKP	d_infl	d_unemp	d_intress	d_salary
d_rent	1	-0,2391	-0,3596	-0,0376	0,4209	-0,2842
d_SKP	-0,2391	1	0,1401	-0,0031	-0,2103	0,6105
d_infl	-0,3596	0,1401	1	-0,0779	-0,1710	0,2276
d_unemp	-0,0376	-0,0031	-0,0779	1	-0,0941	-0,1011
d_intress	0,4209	-0,2103	-0,1710	-0,0941	1	0,0473
d_salary	-0,2842	0,6105	0,2276	-0,1011	0,0473	1

Allikas: autori arvutused

Seejärel tehakse lineaarset regressioonimudelit, kuhu ühe korruga lisatakse kõik selevad tunnused ja hakatakse kordamööda eemaldama statistiliselt mitteolulised tunnused. Kokku tuli 6 erinevat mudelit, mis on kättesaadavad lisast 3, aruanded aga elektroonilisest lisast 8 (Saaliste, 2024). Viimane 6 mudel on nagugi teiste riikide lineaarsed regressioonimudelid ilma konstandita, kuna kõikides eelnevates mudelites see oli statistiliselt mitteoluline. Jääkliikmete keskväätus on umbkaudselt võrdne nulliga (0,0189) ning kitsenduste F-test *p-value* 0,5823 põhjendasid

konstandi eemaldamist. Kuna mudelis 5 esines heteroskedastiivsus, 6 mudeli modelleerimisel kasutati kohandatud standardvigu, aga arvestamine nihkega standardvigades ei paranenud situatsiooni – viimases mudelis esineb nii heteroskedastiivsus, kui ka autokorrelatsioon, kuna olulisuse tõenäosus on vähem kui olulisuse nivoo 0,05. Seetõttu selle mudeli kasutamine ei ole võimalik ning autor otsustab teha ARIMA mudelit.

Kõik saadud ARMAX mudelid on esitatud tabelis 10. Nende modelleerimisel kasutati 2 järku AR protsessi ning MA puhul 3 järk, kuna nende korral oli minimaalne AIC väärtus. Protsessi integreerimisjärguks on 1, sest aegread olid diferentseeritud 1 kord statsionaarsuse saavutamiseks. Viimaseks saadud mudel 5 on ilma konstandita, kuna eelmises 4 mudelis see oli mitte statistiliselt oluline. Jäekliikmete autokorrelatsiooni kontrollimisel tuvastati, et autokorrelatsioon puudub – viitajani 12 olulisuse tõenäosus on suurem kui 0,05. Samuti jääkliikmed alluvad nomaaljaotusele, *Chi-square p-value* 0,0783 on suurem kui olulisuse nivoo 0,05.

Tabel 10. Rootsi ARMAX (2,1,3) mudelid (sõltuv tunnus d_{rent} , ajavahemik 2009:2 – 2023:4).

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4	Mudel 5
const	0,0184 (0,0245)	0,0172 (0,0159)	0,0154 (0,0179)	0,0155 (0,0219)	-
phi_1	1,318*** (0,1499)	1,259*** (0,1293)	1,280*** (0,1569)	1,352*** (0,1530)	1,353*** (0,1519)
phi_2	-0,3804** (0,1622)	-0,3847*** (0,1467)	-0,3716** (0,1602)	-0,4141** (0,1640)	-0,3991** (0,1608)
theta_1	-1,029*** (0,1228)	-0,9595*** (0,1957)	-1,027*** (0,1157)	-1,100*** (0,1235)	-1,102*** (0,1199)
theta_2	-0,8440*** (0,1903)	-0,9594*** (0,3580)	-0,8462*** (0,1684)	-0,7148*** (0,1583)	-0,7178*** (0,1558)
theta_3	0,9376*** (0,1171)	0,9999*** (0,1955)	0,9391*** (0,1111)	0,8703*** (0,1153)	0,8707*** (0,1120)
d_SKP	0,0146 (0,0144)	0,0194 (0,0137)	-	-	-
d_infl	-0,0414 (0,0451)	-	-	-	-
d_unemp	0,0398	0,0582***	0,0521		-

	(0,0348)	(0,0219)	(0,0325)	-	
d_intress	0,7443*** (0,1143)	0,7848*** (0,0910)	0,7512*** (0,0940)	0,7358*** (0,1057)	0,7387*** (0,1053)
d_salary	-0,1015*** (0,0339)	-0,1251*** (0,0246)	-0,0951*** (0,0225)	-0,0854*** (0,0217)	-0,0840*** (0,0212)
R ²	0,9298	0,9317	0,9270	0,9232	0,9234
R ² _a	0,9169	0,9208	0,9170	0,9143	0,9145
AIC	9,319	8,093	7,827	8,089	6,497
n	59	59	59	59	59

Allikas: autori arvutused, koostatud elektroonilises lisas 9 esitatud aruannete alusel

Märkused:

- * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1
- ** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05
- *** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

Üleval toodud mudeli 5 koefitsientide põhjal saab järeldada, et Rootsi tegelike üürihindade protsentuaalse muutuse kasvu mõjutavad positiivselt eluasemelaenu intressimäära muutuse ja negatiivselt keskmise brutopalgaga protsentuaalse muutuse kasvud:

- Kui eluasemelaenu intressimäära muutus suureneb, siis üürihindade muutus kasvab;
- Kui keskmise brupalga protsentuaalne muutus kasvab, siis tegelike üürihindade protsentuaalne muutus langeb.

3.2. Järeldused ja ettepanekud

Tuginedes eelnevas alapeatükis kirjeldatud tulemustele, Eesti, Soome ja Rootsi jaoks on saadud järgmised mudelid:

Tabel 11. Eesti, Soome ja Rootsi lõplikud ARMAX mudelid.

	Eesti	Soome	Rootsi
phi_1	-0,2815* (0,1618)	-	1,353*** (0,1519)
phi_2	-		-0,3991**

		-	(0,1608)
theta_1	0,4570*** (0,1171)	-0,6063*** (0,1043)	-1,102*** (0,1199)
theta_2	0,3317*** (0,0840)	0,6410*** (0,0972)	-0,7178*** (0,1558)
theta_3	0,8746*** (0,1393)	-0,9747*** (0,1095)	0,8707*** (0,1120)
d_SKP	0,3952** (0,1956)	-	-
d2_SKP	-	-0,0186** (0,0093)	-
d_infl	1,756*** (0,2504)	-	-
d2_unemp	-	-0,0199* (0,0117)	-
d_intress	-	-	0,7387*** (0,1053)
d_salary	-	-	-0,0840*** (0,0212)
d2_salary	-	-0,2805*** (0,0404)	-
R ²	0,9469	0,9214	0,9234
R ² _a	0,9419	0,9139	0,9145
AIC	326,8	37,93	6,497
n	59	58	59

Allikas: autori arvutused, koostatud lisades 4, 5 ja 6 toodud andmete alusel

Märkused:

* – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1

** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05

*** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

Vaadates selles tabelis olevate mudelite tulemusi saab järeldada, et Eesti tegelike üürihindade muutuse kiirus sõltub ennekõike inflatsiooni ja sisemajanduse koguprodukti protsentuaalsete muutuste kasvudest ning Rootsisis kinnisvara üürihindu muutmise kasv peamiselt mõjutavad

eluasemelaenu intressimäära ja keskmise brutopalgaga muutuste kiirused. Rootsis keskmise brutopalgaga suurenemine põhjustab üürihindade langust, mis on loogiline, kuna inimestel suureneb ostuvõime ja nad saavad endale lubada suuremaid väljamakseid nagu pideva kodukoha ostmist, mille tõttu üüriturul toimub nõudluse vähenemine ja sellega kaasnev hindade langus (Toomark & Hindpere, 2012). Inflatsiooni kõikumine ja SKP kasv Eestis ning Rootsi mudelis eluasemelaenu intressimäära muutus väljendavad positiivset mõju üürihindade muutuse kasvule. See on samuti loogiline, kuna üleüldiselt inflatsiooni suurenemisega kaasneb erinevate kaupade hindade järjekindel tõus, SKP suurenemine tähendab riigi üldise majanduse seisukorra paranemist, mis omakorda kindlasti soodustab turgude aktiivsust ja hindade tõusu, ning intressimäära suurenemisega inimestel kaob huvi kinnisvara ostmise vastu, mille tulemusena nõudlus üüritavatele variantidele suureneb.

Soome kohta on saadud ebaloogilised tulemused – SKP ja töötuse määra suurenemisega kaasneb üürihindade langus, mis tegelikkuses tõenäolisem ei või olla. SKP kasv on positiivne märk, mis tähendab aktiivsust turgudel. Töötuse määra suurenemisega inimestel vastupidi tõenäolisem suureneb nõudlus üürimisele, sest lihtsalt pole rahalisi vahendeid ostmiseks. Tuginedes sellele, autor arvab, et tal ei õnnestunud leida loogilist ja korrektset mudelit Soome tegelike üürihindade muutust mõjutavate makroökonomiliste tegurite tuvastamiseks.

Mudelite tulemustes ja järeldustes on näha mõnd paralleeli kinnisvara müügihindade kohta varem tehtud uuringute tulemustega: SKP ei ole alati oluline kinnisvarahindade määramisel tuginedes näiteks Gasparenienne *et al* (2016) ja Akkay (2021) töödele, samas nii nendes uuringutes kui ka Radonjić *et al* (2019) uurimistöös ja Maiberg (2020) bakalaureusetöös oli tõestatud eluasemelaenu seotud aspektide, töötuse või tööhõive määrade ning tulutaseme väljendav mõju müügihindadele. Sarnasused esinevad ka konkreetselt üürihindade kohta tehtud uuringutega – Kambo *et al* (2017) ja Shida (2021) oma töödes samamoodi leidsid, et makroökonomilised tegurid nagu SKP, intressimäärad, inflatsioon ja teised mõjutavad üürihindu.

Kui rääkida võimalikest töö parandusemeetmetest, siis edaspidi tuleks kasutada rohkem andmeid mudelite modelleerimisel, näiteks kasutada kuiseid andmeid, võtta veel mingeid tegureid mille mõju võib olla seotud üürihindade muutustega (nii kvantitatiivsed, kui ka kvalitatiivsed), suurendada võrreldavate regioonide arvu ja nii edasi, kuna valimi suurenemisega tulemused muutuvad täpsemaks ja usaldusväärsemaks. Lisaks võiks proovida süveneda erinevate perioodide kirjeldavatesse näitajatesse kasutades alaperioode või eemaldades omapärasusi, et saada

täpsemaid tulemusi ja mõista millised tegurid ja kuidas väljendavad mõju konkreetse perioodi vältel. Viimaseks oleks huvitav katsetada teisi meetodeid üürihindu mõjutavaid tegurite selgitamiseks, näiteks kasutada paneelandmeid ja erinevate efektidega mudelite koostamist või minna edasi aegridade analüüsiga teostades üürihindade prognoosi. Edasised võimalikud uuringud on kindlasti vajalikud, kuna üürihindade teema suures kinnisvara valdkonnas ei ole nii põhjalikult uuritud nagu müügihindu määravad aspektid.

KOKKUVÕTE

Käesoleva lõputöö peamiseks uurimisprobleemiks oli makroökonomiliste tegurite mõjude määramatus eluasemete üürihindadele. Eesmärk oli välja selgitada makroökonomiliste tegurite seosed eluasemete üürihindadega Eesti, Soome ja Rootsi kinnisvaraturgudel. Uuringuks oli valitud järgmised andmed: tegelike üürihindade protsentuaalne muutus oli sõltuvaks tunnuseks, sisemajanduse koguprodukti ja keskmise brutokuupalga aastased protsentuaalsed muutused, inflatsioon väljendatud ühtlustatud tarbijahinnaindeksi kaudu, eluasemelaenu intressimäär ning aktiivse rahvastiku töötuse määr olid seletavateks tunnusteks. Uurimisperioodi alguseks oli 2009. aasta esimene kvartal ning lõpuks 2023. aasta neljas kvartal. Töö eesmärgi saavutamiseks autor planeeris koostada lineaarset regressioonmudelit, mille käigus leitakse statistiliselt olulisi tegureid ja seletatakse nende tegurite mõjude olemust. Mudelite koostamiseks ja nende põhjal analüüsi tegemiseks kasutati ökonomeetria tarkvara *Gretl*, andmete esialgne töötlemine toimus programmis *Excel*.

Selle lõputöö esimeses peatükis anti ülevaade kinnisvara olemusest ning kinnisvaraturu omapärasustest ja toimimisest. Eraldi oli toodud üürituruga seotud aspektide kirjeldus ning selle seos üldise kinnisvaraturuga. Järgmiselt vaadeldati eluasemeturu ja makroökonomika vahelised seosed ja mõjud, lähemalt käsitledes nende tsükleid. Viimaseks oli toodud varem tehtud uuringute tulemused, mille põhjal autor valis oma töös kasutatavaid seletavaid tunnuseid. Samuti nendele tuginedes saab selgeks, et üürihindu mõjutavad tegurid ei ole samapalju uuritud nagu kinnisvara müügihindu kirjeldavad aspektid. Kasutatavate andmete põhjalik kirjeldus ning rakendatav meetodika olid kirjeldatud teises peatükis.

Esimeseks etapiks mudelite modelleerimisel oli aegriidade statsionaarsuse kontroll, mille tulemusena Eesti, Soome ja Rootsi aegriad olid diferentseeritud mittestatsionaarsuse eemaldamiseks. Järgmiseks autor proovis koostada tavalist lineaarset regressioonmudeleid, aga saadud mudelid ei olnud kasutuskõlblikud heteroskedastiivsuse või autokorrelatsiooni esinemise tõttu. Selle põhjusel otsustati proovida modelleerida iga riigi jaoks ARIMA mudeleid. Saadud ARMAX mudelite jääkliikmetes puudus autokorrelatsioon, seepärast tulemuste tõlgendus ja

järelduste tegemine oli tehtud just nende põhjal. Põhjalik ülevaade mudelite modelleerimise protsessist oli esitatud kolmandas peatükis.

Eesti ja Rootsi lõplikute mudelite põhjal oli tehtud järgmised järeldused:

- Eesti tegelike üürihindade muutuse kasv sõltub positiivselt inflatsiooni ja sisemajanduse koguprodukti muutuse kasvudest;
- Rootsis kinnisvara üürihindade muutuse kasv positiivselt mõjutab eluasemelaenu intressimäära muutuse kasv ja negatiivselt keskmise brutopalgaga muutuse kasv.

Nagu on näha, nende mudelite tulemused on loogilised - inflatsiooni ja SKP kasvu suurenemisega kaasneb hindade suurenemine, keskmise brutopalgaga vähenemine soodustab aktiivsuse tõstmist üüriturul, eluasemelaenude intressimäärade suurenemise tõttu inimesed pigem vaatavad üürimise poole. Soome ebaloogiliste tulemuste ja nende tõlgendusraskuste tõttu autor arvab, et tal ei õnnestunud leida õiget mudelit Soome üürihindu seletavate makroökonomiliste tegurite tuvastamiseks.

Edasised uuringud üürihindade mõjutavate tegurite kohta on kindlasti vajalikud, kuna kinnisvara üürimine on tänapäeval aktuaalne variant, perspektiivikas investeerimine ning võrreldes müügihindadega see on läbiuurimata valdkond. Seetõttu tulevikus tehtavates uuringutes kõigepealt oleks parem kasutada rohkem andmeid – suurendada valimi ja seletavate tunnuste arvu, et tulemused oleksid korrektsemad ja usaldusväärsemad. Samuti oleks kasulik rakendada teist tüüpi meetodikat, näiteks kasutada paneelandmeid ja erinevate efektidega mudelite modelleerimist või koostada ARIMA mudeleid üürihindade prognoosi teostamiseks.

SUMMARY

MACROECONOMIC DETERMINANTS OF RENTAL PRICES OF DWELLINGS IN ESTONIA, FINLAND AND SWEDEN

Darja Saaliste

The main research problem of this bachelor's thesis was the uncertainty of the effects of macroeconomic factors on rental prices of residential real estate. The aim was to find out how and which macroeconomic factors are related to housing rental prices in different regions, namely in Estonia, Finland and Sweden. The following data were selected for the study: the percentage change in real rental prices was the dependent variable, the percentage change in gross domestic product, inflation expressed by the harmonised index of consumer prices, the interest rate on housing loans, the unemployment rate of the active population and the percentage change in average gross monthly wage were the explanatory variables. Data frequency was quarterly starting in year 2009 and ending in 2023. In order to achieve the purpose of the paper, the author planned to use a linear regression model to identify statistically significant factors and explain the nature of the effects of these factors. *Gretl* econometric software was used for modelling and analysis, *Excel* was used for the initial data processing.

The first chapter of this bachelor's thesis gave an overview of the nature of real estate, mentioning classifications, legal, economic and social-physical aspects. The characteristics and functioning of the real estate market were described in order to understand the difference from other markets, determine the types of real estate transactions and their legal aspects. Features related to the rental market and its link to the general real estate market were also provided. Next, the relations between the housing market and macroeconomics were examined, with a closer look at their cycles and importance towards each other. Lastly, the results of previous studies were presented, on the basis of which the author selected the explanatory factors to be used in the research. It also showed that the factors affecting rental prices have not been studied to the same extent as the determinants of

the selling prices of real estate. A detailed description of the data used and the methodology applied were described in the second chapter.

The first step before the modelling was to check the stationarity of the time series using Dickey-Fuller test. As the result, Estonian, Finnish and Swedish time series was differentiated to remove their non-stationarity. Next, the author attempted to create ordinary linear regression models, but they ended to be unusable due to the presence of heteroskedasticity or autocorrelation. Due to this fact, it was decided to try to model ARIMA models for each country, namely ARMAX model as they include different regressors. The residuals of the final ARMAX models of each country had no autocorrelation, hence the interpretation of the results and the conclusions were made on the basis of these models. A comprehensive overview of the modelling process and results was presented in the third chapter.

Based on the final ARMAX models of Estonia and Sweden author made the following conclusions:

- The rate of change of real rental prices in Estonia is positively related to the rate of change of inflation and GDP;
- In Sweden, the rate of change in real estate rental prices is positively affected by the rate of change in the interest rate on housing loans and negatively affected by the rate of change in average gross wages.

As can be seen, the results of these models are logical - an increase in inflation and GDP growth triggers an increase in prices, a decrease in average gross wages encourages an increase in activity in the rental market, and an increase in mortgage interest rates tends to make people think towards renting. Due to the illogical results of Finnish model and the difficulties in interpreting its results, the author considers that it was failed to find a correct model to identify the macroeconomic factors explaining rental prices in Finland.

Further research on the factors influencing rental prices is certainly needed, as renting real estate is an up-to-date topic, a promising investment and an under-researched area compared to selling prices. Therefore, in future studies, it would be recommended to use more data increasing the sample and the number of explanatory variables in order to make the results more accurate and reliable. It would also be useful to apply a different type of methodology, such as using panel data and modelling models with different effects, or use ARIMA models to forecast rental prices.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Akkay, R. C. (2021). The macroeconomic determinants of the housing prices in Turkey. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 58.
- Asjaõigusseadus. RT I, 17.03.2023, 58.
- Bouchouicha, R., Ftiti, Z. (2012). Real estate markets and the macroeconomy: A dynamic coherence framework. *Economic Modelling*, 29, 1820-1829.
- European Central Bank. (2024). Cost of borrowing for households for house purchase. Kasutatud 12. märts 2024 <https://data.ecb.europa.eu>
- European Central Bank. (2024). HICP - Actual rentals for housing. Kasutatud 12. märts 2024 <https://data.ecb.europa.eu>
- European Central Bank. (2024). Unemployment rate. Kasutatud 12. märts 2024 <https://data.ecb.europa.eu>
- Eurostat. (2024). GDP and main components (output, expenditure and income). Kasutatud 25. märts 2024 <https://ec.europa.eu/eurostat>
- Eurostat. (2024). HICP - monthly data (annual rate of change). Kasutatud 25. märts 2024 <https://ec.europa.eu/eurostat>
- Gaspareniene, L., Remeikiene, R., Skuka, A. (2016). Assessment of the impact of macroeconomic factors on housing price level: Lithuanian case. *Intellectual Economics*, 10, 122-127.
- Geipele, I., Kauškale, L. (2013). The Influence of Real Estate Market Cycle on the Development in Latvia. *Procedia Engineering*, 57, 327-333.
- Gilbert, A. (2016). Rental housing: The international experience. *Habitat International*, 54, 173-181.
- Gobillon, L., Goffette-Nagot, F. (2018). Introduction: Housing Economics and Urban Policies. *Annals of Economics and Statistics*, 130, 35-38.
- Grum, B., Govekar, D. (2016). Influence of Macroeconomic Factors on Prices of Real Estate in Various Cultural Environments: Case of Slovenia, Greece, France, Poland and Norway. *Procedia Economics and Finance*, 39, 597-604.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2009). BASIC ECONOMETRICS (5). New York: Douglas Reiner.

- Henilane, I. (2016). Housing concept and analysis of housing classification. *Baltic Journal of Real Estate Economics and Construction Management*, 4, 168-179.
- Kambo, A., Keco, R., Tomori, I. (2017). Analysis of macroeconomic and microeconomic factors that affect the price and rent of apartments in the city of tirana: an econometric approach. *European Journal of Business, Economics and Accountancy*, 5(4), 70-83.
- Maiberg, D. (2020). Kinnisvara hindu mõjutavad tegurid Eesti, Soome ja Rootsi eluasemeturgudel [Bakalaureusetöö, Tallinna Tehnikaülikool]. TalTech Raamatukogu Digikogu. <https://digikogu.taltech.ee>
- Mankiw, N. G. (2013). Macroeconomics fifth edition. <http://diglib.globalcollege.edu.et>
- Manson, M. (2009). Valuation Using Hedonic Pricing Models. *Cornell Real Estate Review*, 62-73
- Paas, T. (1995). *Sissejuhatus ökonomeetriasse*. Tartu Ülikooli Kirjastus.
- Puda, M. (2020). Kinnisvarahindade mõjutegurid põhjamaade näitel. [Bakalaureusetöö, Tallinna Tehnikaülikool]. TalTech Raamatukogu Digikogu. <https://digikogu.taltech.ee>
- Radonjić, M., Đurišić, V., Rogić, S., Đurović, A. (2019). The impact of macroeconomic factors on real estate prices: evidence from Montenegro. *Ekonomski pregled*, 70(4), 603-626.
- Saaliste, D. (2024). Elektroonilised lisad. Kättesaadav: <https://docs.google.com/document>
- Sauga, A. (2020). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele*. Tallinna Tehnikaülikooli kirjastus.
- Shida, J. (2021). The Macroeconomic Determinants of House Prices and Rents. *Journal of Economics and Statistics*, 242(1), 39-86.
- Statistics Sweden. (2024). Gross pay, payroll taxes and preliminary tax withheld by employers, by industry. Kasutatud 12. märts 2024 <https://www.statistikdatabasen.scb.se>
- Statistics Sweden. (2024). Lending rates to households for housing loans, breakdown by fixation periods. Kasutatud 12. märts 2024 <https://www.statistikdatabasen.scb.se>
- Statistikaamet. (2024). PA001: keskmine brutopalk, tööjõukulu, töötatud tunnid ja töötajate arv tegevusalarühma järgi. Kasutatud 12. märts 2024 <https://andmed.stat.ee>
- Statistikaamet. (2024). PA111: keskmine brutokuupalk, mediaan, detiilid ja töötajate arv tegevusalarühma järgi. Kasutatud 12. märts 2024 <https://andmed.stat.ee>
- Tilastokeskus. (2024). 11zu -- Average monthly earnings by sector and gender. Kasutatud 12. märts 2024 <https://pxdata.stat.fi>
- Toompark, T., Hindpere, E. (2012). *Korter üürile – närvesööv hobi või rikkuse allikas?*. Kinnisvarakool OÜ.

Võlaõigusseadus. RT I, 06.07.2023, 116.

You, X. S., Tian J. X., Li, J. (2011). Based on Multiple Linear Regression Analysis of the Macroeconomic Factors Affecting Real Estate Prices. *Proceedings of International Conference on Information Systems for Crisis Response and Management (ISCRAM)*, 41-44

Винокурова, Н. Е., Лях, Ю. В. (2016). *Экономика недвижимости*. Белорусский национальный технический университет.

Матвеева, Т. Ю. (2017). *Макроэкономика*. Издательский дом Высшей школы экономики.

Устюшенко, Н. А. (2017). Основы рынка недвижимости. [Учебно-методический комплекс по учебной дисциплине, Белорусский Государственный Университет]. Электронная библиотека БГУ. <https://elib.bsu.by/bitstream>

LISAD

Lisa 1. Eesti lineaarsed regressioonimudelid ja viimase mudeli aruanne

- **Kõik mudelid (sõltuv tunnus d_rent , ajavahemik 2009:2 – 2023:4)**

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4	Mudel 5
const	0,1395 (0,5914)	0,1276 (0,5854)	0,1589 (0,5821)	0,2214 (0,5800)	-
d_skp	0,3939* (0,2272)	0,4026* (0,2237)	0,4093* (0,2228)	0,4901** (0,2101)	0,4953** (0,2081)
d_infl	1,447*** (0,3378)	1,486*** (0,3134)	1,532*** (0,3068)	1,690*** (0,2701)	1,690*** (0,2680)
d_unemp	-0,4190 (0,5107)	-0,3959 (0,5016)	-	-	-
d_intress	-0,8075 (2,463)	-	-	-	-
d_salary	0,5000 (0,4484)	0,4687 (0,4345)	0,4663 (0,4330)	-	-
R ²	0,4748	0,4737	0,4676	0,4564	0,4559
R ² _a	0,4252	0,4347	0,4386	0,4370	0,4472
n	59	59	59	59	59

Allikas: autori arvutused, koostatud elektroonilises lisa 4 esitatud aruannete alusel

Märkused:

- * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1
- ** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05
- *** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

- **Mudeli 5 aruanne**

Model 5: OLS, using observations 2009:2-2023:4 (T = 59)

Dependent variable: d_rent

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
d_SKP	0,495287	0,208075	2,380	0,0207	**
d_infl	1,68977	0,268029	6,304	<0,0001	***
Mean dependent var	0,332203	S.D. dependent var		5,924622	
Sum squared resid	1109,542	S.E. of regression		4,411990	
Uncentered R-squared	0,456740	Centered R-squared		0,455003	
F(2, 57)	23,96107	P-value(F)		2,80e-08	
Log-likelihood	-170,2752	Akaike criterion		344,5505	
Schwarz criterion	348,7056	Hannan-Quinn		346,1725	
rho	0,006421	Durbin-Watson		1,970692	

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 4,22243

with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 4,22243) = 0,517856$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 1,00744

with p-value = 0,604279

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 6,36885

with p-value = $P(F(4, 53) > 6,36885) = 0,000291919$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 55) = 0,441112$

with p-value = $P(F(2, 55) > 0,441112) = 0,645577$

Summary Statistics, using the observations 2009:2 - 2023:4
for the variable uhat5 (59 valid observations)

Mean	Median	Minimum	Maximum
0,22042	0,43968	-9,4304	8,1514
Std. Dev.	C.V.	Skewness	Ex. kurtosis
4,3681	19,817	-0,21791	-0,52640
5% Perc.	95% Perc.	IQ range	Missing obs.
-8,2285	7,7970	5,7046	0

Lisa 2. Soome lineaarsed regressioonimudelid ja viimase mudeli aruanne

- **Kõik mudelid (sõltuv tunnus d2_rent, ajavahemik 2009:3 – 2023:4)**

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4	Mudel 5	Mudel 6	Mudel 7
const	0,0055 (0,0605)	0,0058 (0,0599)	0,0063 (0,0595)	0,0087 (0,0591)	-	-	-
d2_skp	-0,0261 (0,0229)	-0,0275 (0,0195)	-0,0281 (0,0194)	-0,0317* (0,0185)	-0,0317* (0,0184)	-0,0317 (0,0280)	-
d2_infl	-0,0127 (0,1040)	-	-	-	-	-	-
d2_unemp	-0,0157 (0,0335)	-0,0155 (0,0332)	-	-	-	-	-
d2_intress	0,3103 (0,4748)	0,3090 (0,4702)	0,3198 (0,4663)	-	-	-	
d2_salary	-0,2114** (0,0964)	-0,2115** (0,0955)	-0,2054** (0,0939)	-0,1943** (0,0921)	-0,1944** (0,0913)	-0,1944 (0,1390)	-0,2266* (0,1276)
R ²	0,1551	0,1548	0,1513	0,1439	0,1438	0,1440	0,0984
R ² _a	0,0738	0,0910	0,1042	0,1128	0,1287	0,1287	0,0984
n	58	58	58	58	58	58	58

Allikas: autori arvutused, koostatud elektroonilises lisas 6 esitatud aruannete alusel

Märkused:

- * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1
- ** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05
- *** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

- **Mudeli 7 aruanne**

Model 7 : OLS, using observations 2009:3-2023:4 (T = 58)

Dependent variable: d2_rent

HAC standard errors, bandwidth 2, Bartlett kernel

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
d2_salary	-0,226627	0,127581	-1,776	0,0810	*
Mean dependent var	0,009770	S.D. dependent var		0,477526	
Sum squared resid	11,72337	S.E. of regression		0,453512	

R-squared	0,098433	Adjusted R-squared	0,098433
F(1, 57)	3,155358	P-value(F)	0,081015
Log-likelihood	-35,93154	Akaike criterion	73,86307
Schwarz criterion	75,92352	Hannan-Quinn	74,66566
rho	-0,480933	Durbin-Watson	2,938247

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 1,80679

with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 1,80679) = 0,405191$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 16,1844

with p-value = 0,000305916

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 12,5929

with p-value = $P(F(4, 53) > 12,5929) = 2,85163e-07$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 55) = 0,421634$

with p-value = $P(F(2, 55) > 0,421634) = 0,658076$

Summary Statistics, using the observations 2009:3 - 2023:4
for the variable uhat7 (58 valid observations)

Mean	Median	Minimum	Maximum
0,0088271	-0,0040229	-1,1103	1,7283
Std. Dev.	C.V.	Skewness	Ex. kurtosis
0,45342	51,367	1,4449	4,6103
5% Perc.	95% Perc.	IQ range	Missing obs.
-0,58140	1,1764	0,31182	0

Lisa 3. Rootsi lineaarsed regressioonimudelid ja viimase mudeli aruanne

- Kõik mudelid (sõltuv tunnus d_rent , ajavahemik 2009:2 – 2023:4)

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4	Mudel 5	Mudel 6
const	0,0195 (0,0363)	0,0197 (0,0360)	0,0197 (0,0357)	-	-	-
d_SKP	0,0068 (0,0192)	-	-	-	-	-
d_infl	-0,0957* (0,0479)	-0,0967* (0,0474)	-0,0952** (0,0469)	-0,0949** (0,0466)	-0,0949 (0,0659)	-
d_unemp	-0,0168 (0,0409)	-0,0162 (0,0405)	-	-	-	-
d_intress	0,6423*** (0,1946)	0,6215*** (0,1840)	0,6291*** (0,1816)	0,6292*** (0,1805)	0,6292*** (0,2154)	0,6979** (0,2863)
d_salary	-0,0672* (0,0354)	-0,0593** (0,0272)	-0,0585** (0,0269)	-0,0579** (0,0267)	-0,0579 (0,0362)	-0,0709** (0,0339)
R ²	0,3243	0,3227	0,3207	0,3177	0,3184	0,2679
R ² _a	0,2606	0,2726	0,2837	0,2940	0,2940	0,2551
n	59	59	59	59	59	59

Allikas: autori arvutused, koostatud elektroonilises lisas esitatud 8 aruannete alusel

Märkused:

- * – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,1
- ** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,05
- *** – kordaja on statistiliselt oluline nivool 0,01

- **Mudeli 6 aruanne**

Model 6: OLS, using observations 2009:2-2023:4 (T = 59)

Dependent variable: d_rent

HAC standard errors, bandwidth 2, Bartlett kernel

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
d_intress	0,697918	0,286270	2,438	0,0179	**
d_salary	-0,0709037	0,0338468	-2,095	0,0406	**

Mean dependent var	0,014689	S.D. dependent var	0,323432
--------------------	----------	--------------------	----------

Sum squared resid	4,451088	S.E. of regression	0,279445
R-squared	0,267913	Adjusted R-squared	0,255070
F(2, 57)	4,157975	P-value(F)	0,020625
Log-likelihood	-7,477901	Akaike criterion	18,95580
Schwarz criterion	23,11088	Hannan-Quinn	20,57778
rho	0,209631	Durbin-Watson	1,523637

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 15,7158

with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 15,7158) = 0,00770405$

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 5,99599

with p-value = $P(F(4, 53) > 5,99599) = 0,000467872$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 55) = 1,22511$

with p-value = $P(F(2, 55) > 1,22511) = 0,301615$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 25,1434$

with p-value = $3,46883e-06$

Summary Statistics, using the observations 2009:2 - 2023:4
for the variable uhat6 (59 valid observations)

Mean	Median	Minimum	Maximum
0,018878	0,050580	-0,81886	1,0866
Std. Dev.	C.V.	Skewness	Ex. kurtosis
0,27637	14,640	0,39418	3,3949
5% Perc.	95% Perc.	IQ range	Missing obs.
-0,41636	0,44974	0,25403	0

Lisa 4. Eesti lõpliku ARMAX mudeli aruanne

- **Mudeli 5 aruanne**

ARMAX model 5: ARMAX, using observations 2009:2-2023:4 (T = 59)

Dependent variable: (1-L) rent

Standard errors based on Hessian

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
phi_1	-0,281509	0,161770	-1,740	0,0818	*
theta_1	0,457040	0,117115	3,902	<0,0001	***
theta_2	0,331664	0,0839719	3,950	<0,0001	***
theta_3	0,874624	0,139320	6,278	<0,0001	***
SKP	0,395180	0,195639	2,020	0,0434	**
infl	1,75575	0,250398	7,012	<0,0001	***

Mean dependent var	0,332203	S.D. dependent var	5,924622
Mean of innovations	0,167877	S.D. of innovations	3,280316
R-squared	0,946872	Adjusted R-squared	0,941860
Log-likelihood	-156,3949	Akaike criterion	326,7898
Schwarz criterion	341,3326	Hannan-Quinn	332,4667

	<i>Real</i>	<i>Imaginary</i>	<i>Modulus</i>	<i>Frequency</i>
AR				
Root 1	-3,5523	0,0000	3,5523	0,5000
MA				
Root 1	-1,0000	0,0000	1,0000	0,5000
Root 2	0,3104	-1,0232	1,0693	-0,2031
Root 3	0,3104	1,0232	1,0693	0,2031

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 1,82788

with p-value = 0,400942

Frequency distribution for uhat, obs 2-60
number of bins = 7, mean = 0,167877, sd = 3,30414

interval	midpt	frequency	rel.	cum.	
< -5,5496	-6,6732	2	3,39%	3,39%	*
-5,5496 - -3,3025	-4,4261	11	18,64%	22,03%	*****
-3,3025 - -1,0554	-2,1790	8	13,56%	35,59%	****
-1,0554 - 1,1917	0,068161	11	18,64%	54,24%	*****
1,1917 - 3,4388	2,3153	16	27,12%	81,36%	*****
3,4388 - 5,6860	4,5624	9	15,25%	96,61%	****
>= 5,6860	6,8095	2	3,39%	100,00%	*

Test for null hypothesis of normal distribution:

Chi-square(2) = 1,828 with p-value 0,40094

Autocorrelation function for uhat

***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels using standard error $1/T^{0,5}$

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0,0164	-0,0164	0,0167	[0,897]
2	-0,0266	-0,0269	0,0614	[0,970]
3	-0,0316	-0,0326	0,1257	[0,989]
4	-0,1882	-0,1904	2,4426	[0,655]
5	-0,0885	-0,1020	2,9647	[0,705]
6	0,0958	0,0810	3,5886	[0,732]
7	-0,1100	-0,1296	4,4254	[0,730]
8	-0,0020	-0,0503	4,4257	[0,817]
9	0,2266 *	0,2049	8,1227	[0,522]
10	-0,0718	-0,0553	8,5009	[0,580]
11	-0,0004	-0,0312	8,5009	[0,668]
12	-0,0652	-0,0857	8,8267	[0,718]

Lisa 5. Soome lõpliku ARMAX mudeli aruanne

- **Mudeli 4 aruanne**

ARMAX model 4: ARMAX, using observations 2009:3-2023:4 (T = 58)

Dependent variable: $(1-L)^2 \text{rent}$

Standard errors based on Hessian

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
theta_1	-0,606300	0,104345	-5,811	<0,0001	***
theta_2	0,640982	0,0972327	6,592	<0,0001	***
theta_3	-0,974654	0,109541	-8,898	<0,0001	***
SKP	-0,0186449	0,00931225	-2,002	0,0453	**
unemp	-0,0198761	0,0117112	-1,697	0,0897	*
salary	-0,280521	0,0404266	-6,939	<0,0001	***

Mean dependent var	0,009770	S.D. dependent var	0,477526
Mean of innovations	0,055881	S.D. of innovations	0,277233
R-squared	0,921416	Adjusted R-squared	0,913860
Log-likelihood	-11,96332	Akaike criterion	37,92664
Schwarz criterion	52,34974	Hannan-Quinn	43,54473

	<i>Real</i>	<i>Imaginary</i>	<i>Modulus</i>	<i>Frequency</i>
MA				
Root 1	1,0260	0,0000	1,0260	0,0000
Root 2	-0,1842	-0,9829	1,0000	-0,2795
Root 3	-0,1842	0,9829	1,0000	0,2795

Frequency distribution for uhat, obs 3-60
number of bins = 7, mean = 0,0558815, sd = 0,273914

interval	midpt	frequency	rel.	cum.
< -0,53431	-0,67428	1	1,72%	1,72%
-0,53431 - -0,25436	-0,39433	4	6,90%	8,62% **
-0,25436 - 0,025595	-0,11438	26	44,83%	53,45% *****
0,025595 - 0,30555	0,16557	17	29,31%	82,76% *****
0,30555 - 0,58550	0,44552	8	13,79%	96,55% ****
0,58550 - 0,86545	0,72547	1	1,72%	98,28%
>= 0,86545	1,0054	1	1,72%	100,00%

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 10,981 with p-value 0,00413

Autocorrelation function for uhat
***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels
using standard error $1/T^{0,5}$

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0,0193	0,0193	0,0229	[0,880]
2	-0,0260	-0,0264	0,0650	[0,968]
3	0,0210	0,0220	0,0928	[0,993]
4	-0,3079 **	-0,3099 **	6,2010	[0,185]
5	0,1519	0,1859	7,7160	[0,173]

6	-0,0813	-0,1367	8,1578	[0,227]
7	-0,1173	-0,0806	9,0963	[0,246]
8	-0,0450	-0,1700	9,2373	[0,323]
9	-0,1786	-0,0740	11,5022	[0,243]
10	0,0379	-0,0567	11,6061	[0,312]
11	0,0488	0,0076	11,7826	[0,380]
12	0,0018	-0,0521	11,7828	[0,463]

Lisa 6. Rootsi lõpliku ARMAX mudeli aruanne

- **Mudeli 5 aruanne**

ARMAX model 5: ARMAX, using observations 2009:2-2023:4 (T = 59)

Dependent variable: (1-L) rent

Standard errors based on Hessian

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
phi_1	1,35314	0,151863	8,910	<0,0001	***
phi_2	-0,399142	0,160803	-2,482	0,0131	**
theta_1	-1,10221	0,119877	-9,195	<0,0001	***
theta_2	-0,717799	0,155785	-4,608	<0,0001	***
theta_3	0,870695	0,111976	7,776	<0,0001	***
intruss	0,738701	0,105339	7,013	<0,0001	***
salary	-0,0839566	0,0212084	-3,959	<0,0001	***

Mean dependent var	0,014689	S.D. dependent var	0,323432
Mean of innovations	0,025849	S.D. of innovations	0,213342
R-squared	0,923367	Adjusted R-squared	0,914524
Log-likelihood	4,751709	Akaike criterion	6,496581
Schwarz criterion	23,11688	Hannan-Quinn	12,98447

	<i>Real</i>	<i>Imaginary</i>	<i>Modulus</i>	<i>Frequency</i>
AR				
Root 1	1,0885	0,0000	1,0885	0,0000
Root 2	2,3016	0,0000	2,3016	0,0000
MA				
Root 1	0,9865	0,1640	1,0000	0,0262
Root 2	0,9865	-0,1640	1,0000	-0,0262
Root 3	-1,1485	0,0000	1,1485	0,5000

Frequency distribution for uhat, obs 2-60
number of bins = 7, mean = 0,0258493, sd = 0,213588

interval	midpt	frequency	rel.	cum.	
< -0,52799	-0,63419	1	1,69%	1,69%	
-0,52799 - -0,31558	-0,42178	1	1,69%	3,39%	
-0,31558 - -0,10318	-0,20938	12	20,34%	23,73%	*****
-0,10318 - 0,10923	0,0030237	26	44,07%	67,80%	*****
0,10923 - 0,32163	0,21543	15	25,42%	93,22%	*****
0,32163 - 0,53403	0,42783	3	5,08%	98,31%	*
>= 0,53403	0,64024	1	1,69%	100,00%	

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 5,095 with p-value 0,07826

Autocorrelation function for uhat
***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels
using standard error $1/T^{0,5}$

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
-----	-----	------	-------------------

1	-0,0715	-0,0715	0,3174	[0,573]
2	0,0942	0,0895	0,8774	[0,645]
3	-0,0181	-0,0056	0,8985	[0,826]
4	-0,1197	-0,1314	1,8367	[0,766]
5	0,0319	0,0184	1,9044	[0,862]
6	0,0392	0,0687	2,0087	[0,919]
7	-0,0274	-0,0310	2,0606	[0,956]
8	-0,0056	-0,0369	2,0628	[0,979]
9	-0,0029	0,0103	2,0634	[0,990]
10	-0,0539	-0,0387	2,2771	[0,994]
11	-0,0010	-0,0202	2,2772	[0,997]
12	-0,0924	-0,0929	2,9311	[0,996]

Lisa 7. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Darja Saaliste (autori nimi)

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Eluasemete üürihindu mõjutavad makroökonomilised tegurid Eesti, Soome ja Rootsi näitel“ ,
(lõputöö pealkiri)

mille juhendaja on Triinu Tapver ,
(juhendaja nimi)

1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;

1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tallinna Tehnikaülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.

2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.

3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.

09.05.2024 (kuupäev)

¹ Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal vastavalt üliõpilase taotlusele lõputööle juurdepääsupiirangu kehtestamiseks, mis on allkirjastatud teaduskonna dekaani poolt, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil. Kui lõputöö on loonud kaks või enam isikut oma ühise loomingulise tegevusega ning lõputöö kaas- või ühisautor(id) ei ole andnud lõputööd kaitsvale üliõpilasele kindlaksmääratud tähtajaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.