

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Johannes Kändmaa

**KINNISVARA HINDU MÕJUTAVAD TEGURID TALLINNA
KORTERELAMU TURU NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Natalia Levenko, PhD

Tallinn 2022

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 6546 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Johannes Kändmaa

(kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. TEOREETILINE OSA	7
1.1. Kinnisvara, korteriomand, kinnisvaraturg	7
1.2. Kinnisvara hinda mõjutavad tegurid	9
1.2.1. Eluaseme intressimäärad ja hoiuste jääk	9
1.2.1. SKP ja keskmine palk	10
1.1.1. Töötuse määr ja rahvastiku arv	11
1.1.1. Tarbijahinnaindeks ja ehitushinnaindeks	11
1.3. Varasemad uuringud Eesti kinnisvara turu kohta	12
2. EMPIIRILINE OSA	15
2.1. Kasutatavad andmed	15
2.2. Valim, andmete töötlemine ja mudel	20
2.2. Ökonomeetiline analüüs	23
2.2. Järeldused	26
KOKKUVÕTE	28
SUMMARY	30
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	32
LISAD	35
Lisa 1. Kasutatud andmed	35
Lisa 2. Ökonomeetrilised mudelid	38
Lisa 3. Lihtlitsents	43

LÜHIKOKKUVÕTE

Lõputöö eesmärgiks on anda ülevaade Tallinna korterelamute hindasid mõjutavatest makroökonomilistest teguritest. Kinnisvaraturg Eestis on teinud läbi kiire hinnatõusu alates aastast 2020, ning palju on meediast sõnumeid tulevase languse kohta. Seda soosivad ka tõusvad intressimäärad, majanduslangus ja Ukraina sõda.

Töös leitakse vastus kahele püstitatud uurimisküsimusele. Esmalt uuritakse, millised majanduslikud tegurid mõjutavad kinnisvarahindu ja teiseks keskendutakse Tallinna korteriturule. Selleks on antud esimeses peatükis ülevaade varasemast kirjandusest sarnastel teemadel. Eraldi uuritakse ka Eesti kinnisvara turgu, sest kinnisvaras on tegemist lokaalse turuga, ehk igas piirkonnas on veidi erinevad mõjurid. Varasema teooria kohaselt saab kinnisvara hindu seletada selliste makroökonomiliste näitajatega nagu keskmine palk, SKP, töötuse määr, piirkonna elanike arv, ehitushinnaindeks, eluasemelaenu intressimäär. Autor lisab ka endapoolt muutuja „hoiuste jääk“, mida varasemalt pole tihti kasutatud.

Teises peatükis kirjeldatakse kasutatavaid andmeid ning luuakse mitmeid vähimruutude meetodiga mudeleid, millest viis esitatakse töös. Valim on 2005 aasta I kvartal – 2022 I kvartal ja luuakse ka kitsendatud valimiga mudeleid. Analüüsi tulemusena jäi lõplikus mudelis (mudel nr 4) statistiliselt oluliseks teguriks SKP, intressimäär, ehitushinnaindeks ja töötuse määr.

Võtmesõnad: Eesti, kinnisvarahindu mõjutavad tegurid, Tallinna korteriturg, makroökonomilised mõjurid

SISSEJUHATUS

Uuritav teema on aktuaalne, sest töö kirjutamise hetkel on kinnisvara turg Eestis teinud läbi suured muutused. Ajalooliselt on kinnisvara hinnad tõusnud stabiilselt peale eelmist 2009 aasta majanduskriisi kuni ülemaailmse *covid* kriisini. *Covid* kriisi alguses, kui paanika oli turul suur, tekkis korraks ajutine langus nii kinnisvara turul kui ka aktsia turul. Kuid seda, mis edasi juhtus, poleks keegi osanud ennustada. Algas kinnisvarahindade ralli, mis meenutas olemuselt 2007-2008 aastat. Hinnad tõusid kiiresti ja kõik, mis turule müügiks tuli, ka ära müüdi, tihti isegi kõrgema hinnaga kui alghind. Aastaga tõusid korterite hinnad Tallinnas ca 25%. Paljud väidavad, et kinnisvara turg rahvakeeli „mullistus“ ehk hinnad tõusid põhjendamatult kõrgele ja kiiresti. Töö kirjutamise hetkel on aga tuleviku prognoosid pigem negatiivsed. Kui 2022 aasta alguses käis meediast veel läbi artikleid, et hinnaralli jätkub, siis olukord turul muutus ebakindlamaks kui Venemaa ründas Ukrainat. Nimelt on kinnisvara üks omadusi see, et ta on maa küljes kinni. Potentsiaalne sõjaoht justkui tõmbas veidi tuure maha. 2022 aasta sügisel ennustavad paljud eksperdid kinnisvara hindade langust, orienteeruvalt ca 15-20%. Peamised põhjused, miks hinnad langeda võiks on kõrgemad intressimäärad, täpsemalt *euribori* tõus, ja energiakriisist olenevad kõrged kommunaalarvete hinnad. Lisaks sellele on viimase 2 aasta jooksul nii kinnisvarahinnad kui ka üleüldine hinnatase kasvanud kiiremini kui keskmine palk, mis on tarbija ostujõudu korteri soetamiseks vähendanud. Seega on uurimisprobleemiks kinnisvara hindade mõjutegurid Tallinna korterelamu turul.

Käesoleva töö eesmärk on uurida erinevaid kinnisvara hindade mõjutegureid. Uuritav piirkonnaks on võetud Tallinna linn, kuna siin on Eestis kõige suurem ja atraktiivsem kinnisvaraturg ja kinnisvara objektiks on valitud korterelamud. Teooria kohaselt (EVS 875-1:2015, 14-15) peaks korteriturg olema kõige efektiivsem kinnisvara turu alamliik ja reageerima majanduses toimuvatele muutustele kõige kiiremini. Autor on püstitanud 2 uurimisküsimust:

1. Millised majanduslikud tegurid mõjutavad Tallinna korterelamu turgu?
2. Kas varasemates uurimustöodes leitud tegurid mõjuvad samamoodi (näiteks samas suunas) ka Tallinna korterelamu turul?

Autorile teadaolevas varasemas kirjanduses on uuritud kinnisvara hindade mõjutegureid laiemas vaates, näiteks Baltimaade näitel. Käesoleva töö eesmärk on aga kitsendada uurimisobjekti. Selle asemel, et vaadelda hinna mõjutegureid üle riigi ja võrrelda seda riigi elamuindeksiga, minnakse süvitsi ühte piirkonda ja vaadeldakse ühte kinnisvara alamliiki, täpsemalt siis Tallinna korterelamuturgu. Tallinna korteriturg on Eestis suurimaid ja see moodustab 42% kogu Eesti korteriturust. (Maa-ameti statistika andmebaas 2022)

Esimeses peatükis annab autor ülevaate varasemast teoriast. Selgitatakse kinnisvara, kinnisvaraturu ja korteriomandi mõisteid ja nende omadusi. Antakse ülevaate varasemast kirjandusest, mis on uurinud kinnisvarahindade mõjutavaid tegureid ning süvenetakse ka varasematesse uuringutesse, mis on seotud konkreetselt Eesti kinnisvara turuga.

Teises peatükis on toodud ülevaade kasutatavatest andmetest, valimist ning algandmete töötlemisest. Teostatakse empiiriline analüüs, kasutades tarkvaraprogrammi *Gretl*, luuakse vähimruutude meetodil mitmeid regressioonmudeleid, millest esitatakse viis ning selgitatakse lahti tulemused ja järeldused.

1. TEOREETILINE OSA

Käesolevas peatükis annab autor ülevaate kinnisvarast, selle omadustest ja põhimõistetest. Järgnevalt on toodud välja erinevad tegurid, mis on eelneva kirjanduse põhjal selgunud ning vaadeldakse eelnevate autorite uuringuid Eesti kinnisvaraturul.

1.1. Kinnisvara, korteriomand, kinnisvaraturg

Kuna käesolev töö analüüsib korteriomandite hinnadünaamikat Tallinnas, siis defineerime mõiste „korteriomand“. Korteriomand on omand ehitise reaalosa üle, millega on ühendatud mõtteline osa kaasomandist, mille juurde reaalosa kuulub. Lihtsalt lahti seletades tähendab see, et korteriomand koosneb korterist (eluruum, kus korteri omanik elab) ja kaasomandist (näiteks trepikoda ja korterelamu katus ning maa-ala), mis on kõigi selle maja korterite omanike ühisvara. (EVS 875-2:2015, 12)

Kinnisvara, nagu seda ka sõna ütleb, on vara, mis on maaküljes kinni. Vara koosneb materiaalsest ja immateriaalsest osast ehk maa-alast ning maa-alale tehtud parendustest, ja sellega seotud õigustest. Kinnisvara vaadeldakse üldjuhul tervikuna, st maad ja sellele tehtud parendusi ning sellega seotud õigusi ja kohustusi ei eristata. (EVS 875-1:2015, 12; Kaing 2011, 14) Materiaalne osa on kõik füüsiline, mis on piiritletud maatükiga seotud, olenemata sellest, kas tegu on looduslikul viisil või inimtegevuse tulemusel tekkinud asjadega (ehitised, kasvav mets, taimestik, koristamata vili). (EVS 875-2:2015, 16) Immateriaalne osa kinnisvarast on enamasti seotud õigusliku poolega. Selleks on varaga seotud õigused ja kohustused nagu asjaõigused, kitsendused, lepingud, tegevusload jms. Kinnisomandi tekkimist ja lõppemist kinnitab Eestis Kinnistusraamatu kanne. (EVS 875-2:2015, 16) Laias laastus saab kinnisvara omadusi jagada kolmeks: majanduslikud, õiguslikud ja füüsilised.

Füüsilised omadused saab jagada omakorda kolme gruppi: ainulaadsus, hävimatus ja liikumatus. Ainulaadsus tähendab, et iga objekt on erinev, pole ühtegi täpselt samasugust korterit. Näiteks on uusi kortereid ja vanu, parkimiskohaga ja ilma, aga siin mõeldakse ka seda, et mõnel korteril

rohkem kasutamisel või päike paistab tuppa teise nurga alt jne. Kinnisvara on hävimatu. Selle all mõeldakse, et isegi kui maatükil olev ehitis hävib, siis maatükk jääb ikkagi alles ja kuulub selle omanikele. Liikumatus all mõeldakse, et füüsiliselt ei ole võimalik tõsta kortermaja üles ja viia ära, mistõttu on asukoht üks oluliseim väärtust kujundavad tegur. (Kaing 2011, 16; Kask 1997, 10; EVS 875-2:2015, 18-19)

Õiguslikud omadused on seotud erinevate lepingute ja kohustuste ning tegevuslubadega jms. Näiteks korteriomandi puhul on õigus omanikul saada infot korteriühistu käest ja kohustus maksta laenu, kui korter on laenuga soetatud. Vara väärtust mõjutavad tegurid on näiteks korteri puhul sellele seatud hüpoteek ja ööklubi puhul temale antud tegevusluba. (Kaing 2011, 16-17; Kask 1997, 10-11; EVS 875-2:2015, 18)

Majanduslikud omadused on kinnisvara kasutamine sissetulekuallikana, investeerimisvahendina või tarbekaubana ehk elukohana. Kinnisvara omanikuna võid kinnisvara müüa või välja rentida, mis annab võimaluse üüritulu teenimiseks või kapitalikasvatamiseks, eeldusel, et turg tõuseb. Samas võib ka korterit tarbida elamispinnana ja nautida sellest saadavat rahulolu. (Kaing 2011, 17; Kask 1997, 10; EVS 875-2:2015, 19)

Kinnisvara ostu-, üüri- ja müügitehingute kogumit nimetatakse kinnisvara turuks. Turg on süsteem, kus ostjad ja müüjad kauplevad varadega hinnamehhanismi abil. Kui aktsiaturul kaubeldakse börsil, siis kinnisvara turul kindlat müügiplatvormi pole. Enamus tehinguid tehakse läbi kinnisvara portaalide ning maaklerite vahendusel. (Kuhlbach *et al.* 2001, 187) See omakorda muudab info vähem kättesaadavamaks ning üks kinnisvara turu omadusi on vähene efektiivsus. Turu efektiivsus tähendab, et turg reageerib kohe uuele infole, ühelgi investoril ei õnnestu teenida rohkem kui teistel, hinnad peegeldavad küllalt täpselt varade omadusi ning kõikidel kauplejatel on oluline info kiiresti ja suhteliselt odavalt või tasuta kättesaadav. Erinevates turusegmentides võib turu efektiivsus olla väga erinev. Seejuures eluotstarbeliste varade turg on efektiivseim kinnisvaraturu alamliik. (EVS 875-1:2015, 14-15). Vaadeldes korterelamute turgu, on seal info kättesaadavam võrreldes näiteks elumajade turuga. Põhjus on üsna lihtne, korteritega tehakse rohkem tehinguid, statistika on kättesaadavam ning täpsem tänu suuremale tehingute arvule. Lisaks on objektid sarnasemad võrreldes elumajadega, mis võivad füüsiliste omaduste poolest rohkem erineda üksteistest. (EVS 875-1:2015, 14-15)

Kui aktsiabörsi turud võivad olla üleriigilised või ülemaailmsed, siis kinnisvaraturge nimetatakse kohalikeks või lokaalseteks turgudeks. Põhjus on see, et igal geograafilisel alal on erinevad omadused. Asukoht, nõudlus ja pakkumine piirkonnas, õiguslikud regulatsioonid, maksustamine jms tegurid mängivad rolli ning muutuvad piirkonniti. (Kuhlbach *et al.* 2001, 186-188)

1.2. Kinnisvara hinda mõjutavad tegurid

Kinnisvara hind kujuneb läbi pakkumise ja nõudluse suhte. Mida kõrgem on hind, seda suurem on nõudlus ja madalam pakkumine ning vastupidi – suure pakkumise korral ja madala nõudluse korral hind langeb. Kinnisvaraturul kaubeldes on turuosaliselt võimalik erinevaid objekte võrrelda keskmise hinna alusel, kuid nagu varem mainisime, on kõik objektid erinevad ja ainulaadsed, seega on keskmine hind kohati abstraktne mõiste. (Kuhlbach *et al.* 2001, 7-10)

Üldjoones on võimalik jagada kinnisvara hindadega uuringuid kahte gruppi: makromajanduslik analüüs laiemas võtmes või hedooniline hindamismudel ehk vaadeldakse kinnisvaraobjekti kvaliteeti ja omadusi üksikasjaliselt. Erinevad autorid on hedoonilise hindamismudeli koostamisel leidnud, et positiivselt mõjutavad hinda magamis- ja vannitubade arv ning eluaseme pindala, garaaži ja keldri olemasolu, kallim sisustus ja kvaliteetsem ehitus ning kaasaegsem küttesüsteem. Negatiivselt mõjutab hinda kaugus kesklinnast ja maja vanus, kuid siin on erandiks vanad ehitised, mis on rekonstrueeritud või muud moodi tähtsad, näiteks ajalooliselt. (Pashardes, Savva 2009; Fletcher *et al.* 2000; Roseni 1974; Ame'de'e-Manesme *et al.* 2017).

Makromajanduslik analüüs keskendub makrotasemel erinevatesse teguritesse, nagu näiteks inflatsioon, SKP, töötuse määr, eluasemelaenude intressid ja laenude kättesaadavus, mis mõjutavad kinnisvarahindu. (Egert, Mihaljek 2007; Adams, Füss, 2010; Grum, Govekar, 2016) Järgnevalt toob autor välja erinevatest uuringutest oluliseks kujunenud tegurid.

1.2.1. Eluaseme intressimäärad ja hoiuste jääk

Kuna enamik kinnisvara tehingutest sooritatakse laenuga, on eluasemelaenude intressimääral teoorias oluline mõju kinnisvara hindadele. Kõrgem intressimäär tähendab kinnisvaraostjale igakuiste laenumaksete summa kasvu. Kõrgem igakuine laenumakse vähendab nõudlust kinnisvara vastu ja toob omakorda hindasid alla. (Zeno Adams, Roland Füss 2010; Reichert 1990; Girouard *et al.* 2006) Ka laenu kättesaadavus ja erasektori võimekus laenu võtta mängib olulist

rolli kinnisvara soetamisel (Egert, Mihaljek 2007). Reichert (1990) on uurinud korterelamute hindade mõjutegureid USA riigi eri piirkondades. Suurim mõju kinnisvara hindadele riiklikul tasemel oli eluasemelaenu intressimääradel. Piirkondlikul tasandil aga mõjutas hindu kõige enam rahvastiku arv, tööhõive ja leibkondade sissetulekud. Zeno Adams ja Roland Füss (2010), kes uurisid oma töös 30 aastast ajahorisonti 15-s erinevas riigis, leidsid, et tõus pikaajalises intressimääras alandab elamuhindu. Põhjuseks omistasid autorid, et intressimäära tõus muudab alternatiivsed fikseeritud tulumääraga varad investeringu seisukohalt atraktiivsemaks.

Hoiuste jäägi ja kinnisvara hindade seost eraldi on uuritud vähe usaldusväärsete allikate poolt. Käesoleva töö autori panus on ka see mõjutegur uuringusse kaasata. Sarnaseim autorile teadaolev uuring on läbi viidud Wani (2014) poolt aastatel 1995–2010 Hiinas provintside paneelandmete põhjal. Töös uuriti kodumajapidamiste säästude ja kinnisvarahindade vahelisi seoseid. Püstitati hüpoteesid, et kinnisvarahindade tõus tõstab ka säästmise taset ning et kodumajapidamistel, kellel on kodulaen, on suurem säästumäär kui neil, kellel pole kodulaenu. Põhinedes kuuele suurimale hiina linna mikromajapidamiste andmetele, said mõlemad hüpoteesid ka kinnitust. (*Ibid*)

1.2.1. SKP ja keskmine palk

SKP ehk sisemajanduse koguprodukt on hea näidik iseloomustamiseks mingi konkreetse piirkonna, enamasti riigi, üldist majanduslikku edukust. Erinevad uuringud on leidnud, et SKP kasv on tugevalt seotud kinnisvarahindadega. Nimelt tõstab SKP kasv inimeste palkasid ja suurendab tarbijate kindlustunnet, mille positiivne mõju jõuab ka kinnisvara turule. (Egert, Mihaljek 2007; Belej, Cellmer 2014) Indias läbi viidud uuring Parika (2019) poolt, mis keskendus makromajanduslikke teguritele, mis võivad mõjutada elamuhinnaindeksit Indias, kinnitas, et eksisteerib tugev positiivne seos SKP kasvu ja elamuhinnaindeksiga. SKP kasvades tõusid ka kinnisvara hinnad. (Parika 2019) Samale tulemusele jõuti ka Kesk- ja Ida-Euroopat uurides. (Egert, Mihaljek 2007; Belej, Cellmer 2014)

Kodumajapidamiste sissetulek mõjutab elamispindade hindu. Sissetulekute suurenemine parandab kodumajapidamiste ostujõudu, mis omakorda tõstab nõudlust kinnisvara järgi ja nõudluse kasv peegeldub hinnatõusus. Samuti suurenenud ostujõuga leibkonnad soovivad tihtipeale kolida uuemasse ja suuremasse kodusse ehk kasvab nõudlus uuema ning kallima kinnisvara järgi. Mitmed uuringud on näidanud positiivset mõju sissetuleku suurenemise ja kinnisvara hindade vahel. (Reichert 1990; Tsatsaronis, Zhu 2004; Jud, Winkler 2002)

1.1.1. Töötuse määr ja rahvastiku arv

Demograafilised tegurid nagu töötus ja rahvastiku arv mängivad olulist rolli kinnisvara hindades. Varasemad uuringud on leidnud, et kõrgem töötuse määr on seotud madalamate kinnisvarahindadega. Põhjendus on see, et töötud inimesed on reeglina vaesemad ja ei saa võtta laenu, mida on üldjuhul vaja kinnisvara ostuks. Lisaks näitab töötuse määr ka üldist majanduse seisut, kindlustunnet ja optimismi. (Egert, Mihaljek 2007; Grum, Govekar 2016; Belke, Keil 2018) Sloveenia, Kreeka, Prantsusmaa, Poola ja Norra pealinnades viidi läbi uuring Grum ja Govekar (2016) poolt. Piirkondades vaadeldi makroökonomiliste tegurete mõju kinnisvarahindadele. Jõuti järeldusele, et töötuse määr, SKT ja tööstustoodang on märkimisväärselt seotud kinnisvara hindadega nimetatud piirkondades. Statistiliselt olulisim seos oli töötuse määraga kõigis riikides, välja arvatud Sloveenias. (*Ibid*)

Rahvastiku arv mõjutab kinnisvara hindu, peamiselt mõjutades nõudlust. Erinevad varasemad uuringud, mis on vaadelnud kinnisvara mõjutegureid Euroopas, on kinnitanud, et rahvastiku arvu tõus tõstab kinnisvarahindu. Mida rohkem inimesi tahab teatud piirkonnas kinnisvara omada, seda suurem on nõudlus selle piirkonna järgi. (Renigier-Bilozor, Wiśniewski, 2012; Tomal 2019; Cajias, Ertl 2017; Jud, Winkler 2002) See nähtus kehtib samamoodi nii ostu-müügi turul kui ka üüriturul. (Egert, Mihaljek 2007) Rahvastiku arvu on võimalik vaadelda kas rahvastikutihedusena mingis piirkonnas või piirkonna populatsiooni netomuutust.

Tegemist on valdavalt piirkondliku mõjuteguriga, mitte üleriigilisega, sest enamus rahvastiku rändest on riigi sisene. (Reichert 1990) Näiteks Eestis toimuv linnastumine tähendab, et maa piirkondadest kolitakse rohkem linnalähedale. Üldine Eesti rahvastiku arvu kasv küll mõjutab kinnisvara hindu, kuid Tallina korterite hindu peaks teoorias mõjutama ainult Tallinna rahvastiku arvu muutus. Reichert (1990) uuris kinnisvara mõjutavaid tegureid USAs aastatel 1975-1987 eri piirkondades. Tema tööst joonistus hästi välja muster, et USA osariikides, mis olid vaadeldaval ajal populaarsemad ja sisseränne oli suur, märkis rahvastiku arvu muutus olulist mõju kinnisvara hindade kujundamisel. Teised osariigid, kus sisserändes olulist muutust ei toimunud, ei olnud ka rahvastiku arvu muutusel statistiliselt olulist mõju kinnisvara hindadele. (*Ibid*)

1.1.1. Tarbijahinnaindeks ja ehitushinnaindeks

Inflatsioon, mis tähendab, et valuuta ostujõud väheneb, ehk kaupade ja teenuste nominaalsed hinnad tõusevad, on oluline kinnisvara hindu mõjutav tegur. Positiivset suhet elamukinnisvara

nominaalsete hindade ja inflatsiooni vahel on näidatud mitmed empiirilised analüüsid. (Tsatsaronis, Zhu 2004; Tomal 2019; Cajias, Ertl 2017; Girouard *et al* 2006) Inflatsiooni pidasid Tsatsaronis ja Zhu (2004) suurimaks eluasemehindade mõjutajaks. Nad uurisid, mis tegurid juhivad kinnisvara hindu 17 riigist. Põhjus, miks omistati inflatsioon suurimaks mõjuriks, oli asjaolu, et kinnisvara on tarbimiskaup, kuid samal ajal toimib see ka investeerimisvahendina, millel on küll teatud likviidsuspiirangud ja kõrged tehingukulud, kuid suured koguväärtused ja tegu on tavainimesele lihtsalt mõistetava investeerimistootena. (Tsatsaronis, Zhu 2004) Ajalooliselt on kinnisvara turul väidetud, et kinnisvara investering kasvab inflatsiooniga sarnases tempos ja on hea investeerimistoodet, kui tahad raha kaitsta inflatsiooni eest (*Ibid*).

Ehitushinnaindeks mõõdab uute hoonete ehitusplatsi kulusid. See arvestab nii tööjõu, masinate ja materjali hinnaga. Kinnisvaraturu pakkumise poole pealt eeldatakse, et koduehitajad suurendavad uute eluasemete pakkumist kui riskiga korrigeeritud vahe eeldatava müügihinna ja ehituskulude vahel suureneb. Palkade, materjalide ja arenduste rahastamiskuludel on otsene mõju kinnisvara arendajatele, kes püüavad minimaalsete kuludega uusi elamuid ja kortereid rajada, et maksimeerida kasumit. (Oestmann, Bennöhr, 2015; Kenny 1999; Cajias, Ertl 2017; Reichert 1990; Jud, Winkler 2002) Seega, ajal, mis ehituskulud on odavamad, võib teoorias olla uus kinnisvara odavam ning kui materjalide hinnad ja palgad kasvavad, on uus kinnisvara kallim. Ka ehituskvaliteedi muutusega võivad kinnisvara hinnad muutuda. Mida odavamalt suudab arendaja ehitada, seda odavamalt on võimalik müüa, seda aga tihti kvaliteedi arvelt. (Reichert 1990; Jud, Winkler 2002)

1.3. Varasemad uuringud Eesti kinnisvara turu kohta

Kallakmaa-Kapsta ja Kolbre (2006) uurisid Eesti kinnisvara turu tekkimist ja arengut ning püüdsid leida vastuse, kas eksisteerib kinnisvarabuum 2006 aastal. Eesti majandus sh kinnisvaraturg, eriti eluasemeturg, on alates oma sünnist, 1990.-ndate aastate algusest, mil Eesti Vabariik taasiseseisvus, läbinud kiire arengu. Notariaalselt tõestatud ostu-müügilepingute arv on aastate vahemikus 1995-2005 kasvanud üle 80 korra. Tehingute koguväärtus on kasvanud 271 miljonilt eurolt 2001. aastal 1982 miljoni euroni 2005. aastal, kusjuures keskmine ostu-müügihind Tallinna 2-toalise korteri ruutmeetri kohta tõusis 2004. aastal 22% ja 2005. aastal 59%. Autorid mainisid oma uuringus, et aastatel 2004 ja 2005 on eluasemeturg andnud korduvalt vihjeid lähenemisele kinnisvarakrahhile. (*Ibid*)

Bohle (2014) artiklis analüüsiti kodulaenude buumi ja langust Eestis ning Ungaris. Töös küsitakse, kuidas avalik poliitika on kujundanud kriisiohtlike piirkondade tekkimist eluaseme finantsturul ja kas nad on Ida-ja Kesk-Euroopa kodanike jaoks riske suurendanud või vähendanud. Leiti, et erinevad poliitilised prioriteedid ei omanud kodulaenude buumi tekkimisel liiga olulist tähtsust ega tekitanud üleliia suurt riski kodumajapidamistele. Pigem tekkis kodulaenu buum tänu ummistunud nõudlusele, mille põhjuseks oli elamute erastamine ja praktiliselt olematu kodulaenude turg. Seega, kui nõudlus täideti 2000 aastate algul, mil Euroopa Liidu finantssektor hakkas pakkuma Eestis kodulaene ja kinnisvara oli juba muutunud eraomandiks, kuumenes turg üle. (*Ibid*)

Eelnevalt mainitud autorid Egert ja Mihajek (2007), kelle uuringus sisaldus ka Eesti, leidsid kinnitust hüpoteesile, et eluaseme hindasid saab selgitada teguritega, nagu SKP elaniku kohta, reaalsed intressimäärad, eluasemekrediidi kasvumäär ja demograafilised tegurid. Vaatlusesse võeti 27 riiki, perioodiks 1995-2006. Kui keskenduda Egert ja Mihajek (2007) uuringu raames eraldi Eestile, siis tõusid Eestis kinnisvara hinnad kiiremini võrreldes teiste riikidega. Aastatel 1995 – 2005 kasvas reaalne SKP Kesk-Euroopa riikides (Tšehhi Vabariik, Ungari, Poola ja Sloveenia) keskmiselt umbes 50%. Euroopa kaguosas ca 40% (Bulgaaria ja Horvaatia) ning Eestis ja Leedus koguni üle 100%. Ka kodumajapidamistele väljastatud pikaajaliste pangalaenude reaalsed intressimäärad langesid 16%-lt 1995. aastal 3,5%-ni aastal 2005 enamikes riikides, välja arvatud Eestis ja Leedus, mille reaalinressid olid negatiivsed 1990-ndate keskpaigast. Vaatamata sissetulekute kiirele kasvule ja paljudes riikides reaalinressimäärade järsule langusele, siis ainult Tšehhi Vabariigis ja Eestis oli eluasemehindade aastakasv kahekohaline enne 2001. aastat. Peale 2002 aastat muutus olukord peaaegu täielikult. Sissetulekute kasv kiirenes, reaalinressimäärad jätkasid langemist, ning elamute hinnad hakkasid enamikus Kesk- ja Ida-Euroopa riikides kasvama kiiremini kui SKP. Horvaatias, Tšehhis, Ungaris ja Sloveenias tõusid eluasemehinnad aastatel 2002-2006 keskmiselt 9–13% aastas ning Bulgaarias, Eestis ja Leedus tõusid eluasemehinnad samal perioodil lausa 20–35% aastas. (*Ibid*)

Tallinna korterituru kohta on avalikustatud Aus *et al* (2015) töö, mille sisus määratleti Eesti kinnisvaraturu tsüklid analüüsides hinna dünaamikat ja tehingute arvu ning toodi välja, millised tegurid mõjutavad eluaseme hindu enim uue turu kasvu faasis. Analüüsis kasutati *Honeycombi* kuue tsüklilist majandusteooriat, koostati ökonomeetiline mudel ja viidi läbi regressioonanalüüs. *Honeycombi* teooria kohaselt on majandustsüklis 6 erinevat faasi kasvu ja languse vahel. Jõuti

järeldusele, et esmaselt kajastuvad hindade muutused tehinguaktiivsuses, mis omakorda kandub edasi hinna muutusesse. Tallinna korteriturul on mõjutegurid ajas muutunud, võrreldes kriisile eelnevat aega kuni aastani 2009 ja kriisijärgset aega, aastatel 2010-2014. Autorite seisukohalt sarnaneb kriisijärgne turg rohkem arenenud Euroopa riikide kinnisvaraturule. Uuringus püstitatud hüpotees sai osaliselt kinnitust. Oluline seos korterelamu pinnaühikuhinna vahel eksisteeris eralaenu tingimustega, tarbijahinnaindeksiga ja töötuse määraga. Statistiliselt mitteoluliseks muutusid keskmine brutokuupalk, SKP tase, tehingute arv ning ehitus- ja kasutuslubade arv, mis ei mõjutanud oluliselt korteri 1 ruutmeetri hinda. (*Ibid*)

2. EMPIIRILINE OSA

Töö teine peatükk annab ülevaate mudelis kasutatavate andmete ning ökonomeetrilise mudeli kohta. Välja on toodud ja selgitatud, millised muutujad on kasutatud, kuidas algandmeid on töödeldud ning mida muutujad iseloomustavad. Seejärel luuakse ökonomeetriline regressioonimudel ja hinnatakse seda vähimruutude meetodil tarkvaraprogrammis *Gretl*.

2.1. Kasutatavad andmed

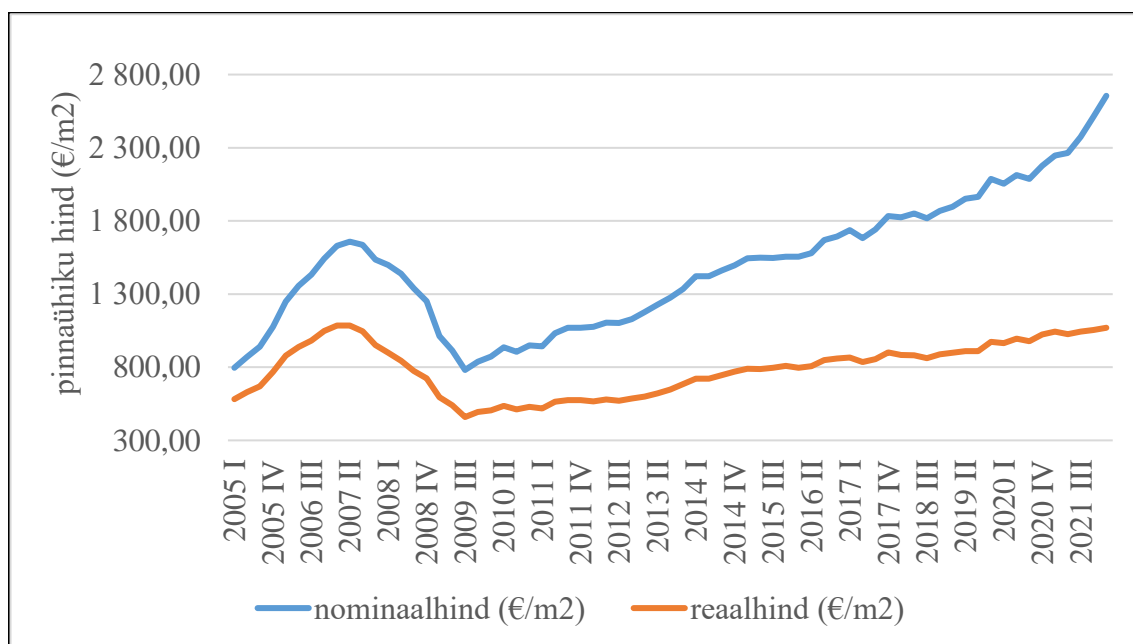
Lõputöös kasutatakse kvantitatiivseid sekundaarseid andmeid, valdavalt Eesti Statistikaameti ja Maa-ameti andmebaasist. Tallinna elanike arvu info võetakse Tallinna linna kodulehelt, mille andmed pärinevad rahvastikuregistrist. Tegemist on sekundaarsete andmetega ja usaldusväärsete andmebaasidega. Andmed on esitatud aegridadena ehk vaadeldakse ühte tegurit, näiteks keskmist palka, erinevatel ajaperioodidel. Kasutatud on kvartaalsed andmed. Analüüsi osa viiakse läbi tarkvara programmis *Gretl*.

Kättesaadavad andmed, mis on rahaliselt väljendatud, on jooksevhindades ehk nominaalhindades. Reaalnäitajad saame, kui korrigeerime nominaalväärtuseid tarbijahinnaindeksiga, edaspidi THI. Selleks on autor võtnud Eesti Statistikaametist THI, kus aasta 1997=100 (andmebaasist leitav: IA02). THI-d mõõdetakse erinevate kaubagruppide kaupa. Üldiselt kui räägitakse THI-st, on mõeldud kõikide kaubagruppide koondindeksid. Käesolevas töös on ka valitud kõikide kaubagruppide koond-THI. Kättesaadavad andmed on kuised, võetud on kvartali lõpukuu kvartalinäitajaks ehk kui I kvartal lõpeb märtsis, siis 2005 aasta märts on 2005 I kvartal. Reaalhindade saamiseks jagame THI-ga läbi nominaalsed väärtused. THI iseloomustab inflatsiooni ehk raha väärtuse muutumist.

Autor on valinud sõltuvaks muutujaks (Y) Tallinna korterelamu keskmise pinnauhiku hinna ehk ruutmeetri hinna. Tallinna korterelamute keskmise pinnauhiku hinna andmed pärinevad Maa-ameti tehingute andmebaasist. Valitud on hinnastatistika ja korteriomandite (eluruumide)

tehingud, kvartaalsed. Andmed korteriomanditega toimunud tehingute kohta on tehingute andmebaasis olemas alates 2003 aasta juulist.

Kui vaadelda Joonist nr 1, mis kujutab Tallinna korteriomandite hinnadünaamikat ajal 2005 I kvartal kuni 2022 I kvartal. Näeme, et nominaalsed väärtused on vahemikus 2005 I kvartal (796,8 €) kuni 2007 II kvartal (1657,4 €) põhimõtteliselt kahekordistunud. Peale 2009. aasta finantskriisi langenud tagasi sarnasele tasemele nagu 2005 aasta alguses ning sealt edasi stabiilselt tõusnud kuni 2020 aasta lõpuni, kust algas senisest kiirem kasv. Kriisi tipp ületati 2016 aasta III kvartalis (1 668,3 €) ja 2022 I kvartaliks on Tallinna keskmine pinnaühiku hind 2 654,7 €. Reaalväärtused aga tegelikkuses ei ole 2022 aasta I kvartaliks (1070,3 €) ületanud 2007 aasta tippu, milleks oli 2007 I kvartal (1084,9 €).



Joonis 1. Tallinna korteriomandite keskmised pinnaühiku hinnad

Allikas: Maa-amet (2022), autori koostatud programmis *Excel*

Sõltumatud muutujad on mudelisse võetud esimeses peatükis kirjeldatud teooria kohaselt. Sulgudes on toodud *Gretli* analüüsis kasutatud lühendid. Esialgsesse mudelisse on kaasatud järgnevad muutujad:

1. keskmine kuubrutopalk (PALK)
2. sisemajanduse kogutoodang (SKP)
3. hoiuste jääk (HOIUS)
4. töötuse määr (TOOTUS)

5. tallinna elanike arv (RAHVAS)
6. ehitushinnaindeks (EHITUS)
7. eluasemelaenu intressimäär (INTRESS)

Kuna Eestis kajastatakse statistikana rohkem keskmist palka ja leibkonna sissetulekust on vähem infot, on autor võtnud leibkonna sissetuleku asemel mudelisse keskmise palga, mis oma sisult näitab sama asja. Keskmise palk on võetud Eesti Statistikaameti andmebaasist (andmebaasis leitav: PA001). Valitud on kõik tegevusalad kokku, keskmine kuubrutopalk, eurodes. Algandmed on kvartaalsel kujul. Keskmist palka on korrigeeritud THI-ga, et saada reaalkäätus. Eesti statistikaametis on võimalik ka keskmine palk võtta maakondade järgi, mis oleks parem variant, sest oleks otseselt seotud Tallinna elanikega, aga andmed selle kohta on olemas alates 2018. aastast, mistõttu seda kasutatud ei ole. Keskmise palk iseloomustab üldist majanduslikku edukust ja heaolu. Mitmed varasemad uuringud on kinnitanud positiivset seost elamukinnisvara hindade ja keskmise palga või leibkonna sissetuleku vahel. (Reichert 1990; Tsatsaronis, Zhu 2004; Jud, Winkler 2002)

SKP andmed pärinevad Eesti Statistikaameti andmebaasist (andmebaasis leitav: RAA0012). Valitud on SKP jooksevhindades, miljonit eurot, kvartaalsed, sesoonselt ja tööpäevade arvuga korrigeeritud andmed. Sarnaselt keskmisele palgale, saaks SKP võtta ka ainult Tallinna kohta, kuid andmed on olemas kuni aastani 2020, mistõttu pole neid kasutatud. Reaalkäätades SKP on leitud THI-ga korrigeerides. SKP iseloomustab sarnaselt keskmisele palgale üldist majanduse heaolu ja edukust. (Egert, Mihaljek 2007; Belej, Cellmer 2014) Mudeli loomisel tuleb arvestada, et kuna SKP ja keskmine palk on iseloomult sarnased, võib juhtuda, et üks neist tunnustest tuleb eemaldada.

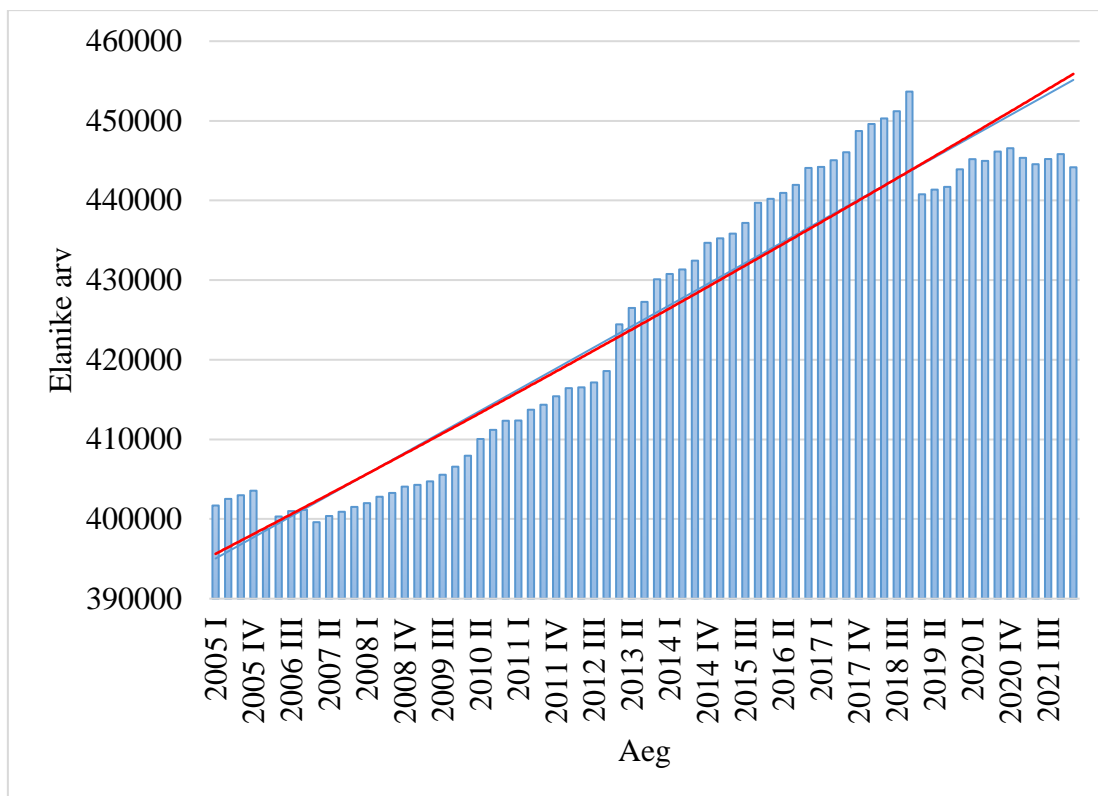
Hoiuste jääk on tegur, mida varasemad uuringud on vähe käsitlenud. Autor on otsustanud selle tuua mudeli, sest lugedes ajakirjanduse artikleid, mis võrdlevad eesootavat kinnisvara krahhi 2009 aasta majanduskriisiga, tuuakse tihtipeale välja, et pangad ei anna kergekäeliselt laenu ja kodumajapidamiste hoiuste maht on suurenenud, mistõttu on kuhugi vaja raha panna, et seda inflatsiooni eest kaitsta, ning raha justkui inimestel pangakontodel on. (Tänavsuu 2018, Kraavik 2021)

Pangalaenu krediidi poliitikat on raske arvuliselt väljendada, kuid hoiuste maht on Eesti Panga statistikas kättesaadav. Andmed on kujul: sularaha ja hoiused, jooksevhindades, miljon eurot,

kvartaalsed. Et saada reaalkvartused, korrigeerime THI-ga algandmeid. Suurem hulk hoiuseid võiks motiveerida inimesi raha investeerima ja kinnisvara on üks valikuid. Seega võiks suurem hoiuste maht tõsta kinnisvara hindu turule lisandunud kapitali tõttu. Lisaks iseloomustab suurem hoiuste hulk paremat laenuvõimekust ja kindlustunnet. (Wani 2014)

Töötuse määr pärineb Eesti statistikaameti andmebaasist (andmebaasis leitav: TT330). Valitud on töötuse määr, protsentides, mehed ja naised kokku, 15 kuni 74 aastased, kvartaalsed andmed. Töötuse määr on kujul protsent tööjõust, kes on töötud mingil ajaperioodil. Töötuse määraga saab iseloomustada üldist majanduse tervist. Kõrge töötusemäära ajal on majandus ärev ja kindlustunne madal, ning suuremad investeeringud nagu näiteks korteri ost, lükatakse edasi. Teooria kohaselt peaks kõrge töötuse määr kinnisvara hindu langetama ja vastupidi. (Egert, Mihaljek 2007; Grum, Govekar 2016; Belke, Keil 2018)

Tallinna elanike arv on saadaval Tallinna linna kodulehel, andmed pärinevad rahvastikuregistrist, mis pole kõigile avalikult kättesaadav andmebaas. Joonisel nr 2 on kujutatud Tallinna elanike arvu. Üldine trend on, et iga aasta lisandub inimesi. Eriti hüppeline kasv oli aastal 2013. Samal ajal loodi ka tasuta ühistransport kõigile Tallinna elanikele, mis arvatavasti kutsus üles rohkemaid inimesi ennast sisse kirjutama Tallinna linna. (Kenk-Jokinen 2013) Suur kukkumine on 2019 aasta I kvartalil. Põhjus on rahvastikuregistri seaduse § 110 rakendamine 02.01.2019, tänu millele langes näiliselt elanike arv ca 14 000 võrra. (Tooming 2022) Nagu varasemalt teorias mainitud, siis elanike arvu kasvades korterite järgi piirkonnas nõudlus kasvab, mis teorias tõstab hindu. (Renigier-Biłozor, Wiśniewski 2012; Tomal 2019; Cajias, Ertl 2017; Jud, Winkler 2002)



Joonis 2. Tallinna elanike arv, kvartali andmed

Allikas: Tallinn.ee (2022), autori koostatud koostatud programmis *Excel*

Ehitushinnaindeksi andmed on leitavad Eesti Statistikaametist (andmebaasis leitav IA10). Ehitushinnaindeksi valimisel on võimalik teha alavalik erinevate ressursigruppide vahel (töajõud, ehitusmaterjalid ja ehitusmaterjalid). Veel saab valida ka ehituse liigi vahel (korruselamud, eramud, tööstushooned jms). Autor on valinud ressursigrupi koondnäitaja, mis hõlmab kogu ehitusplatsi kulu ja ehitusliigiks on valitud korruselamuindeks, kuna käesolev uuring käsitleb korteriturgu. Andmed on kvartaalsed ja aasta 1997=100. Ehitushinnaindeks iseloomustab uute ehituste hindasid. Teooria kohaselt kui uute korterite arendamine on kallim, tõstab see nii uute korterite kui ka järelturukorterite hinda. Lisaks suurte ehituskulude puhul võivad arendajad projekte edasi lükata, mis vähendab pakkumist turul. (Oestmann, Bennöhr, 2015; Kenny 1999; Cajias, Ertl 2017; Reichert 1990; Jud, Winkler 2002)

Eluasemelaenu intressimäära statistika on saadaval Eesti Panga andmebaasist. Intressimäär on saadaval kvartaalselt ja näitab, mitu protsenti on eluasemelaenu intress. Kuna enamasti ostetakse laenu, on laenumakse suurus otseselt seotud intressimääraga ja lõpptarbija kogu laenusumma suurus sõltub sellest, kui palju suudab tarbija oma sissetulekust igakuiselt pangalaenu tarbeks ära maksta. Mida kõrgem intressimäär, seda väiksem on laenusumma, mis kliendile

väljastatakse ja teooria kohaselt mõjutab see negatiivselt kinnisvara hindu. (Zeno Adams, Roland Füss 2010; Reichert 1990; Girouard *et al* 2006)

2.2. Valim, andmete töötlemine ja mudel

Valimi määramisel mängib olulist rolli andmete kättesaadavus. Hoiuste olemasolev statistika algab 2004 aasta 1. kvartalist. Kuna töös kasutab autor andmeid kujul muutus võrreldes eelmise aastaga, on esimene võimalik vaadeldav ajaperiood 2005 aasta 1. kvartal. Samamoodi piirab ka valimi lõppu hoiuste statistika, mis on avalikustatud aastani 2022 1. kvartal. Seega jääb mudelis kasutatav valim vahemikku 2005 I kvartal – 2022 I kvartal ehk andmestik sisaldab 69 vaatlust.

Antud ajaperioodi jääb 2009 majanduskriis ning 2020 *covid* kriis. Kui vaadelda andmeid graafikutena, on näha enamus muutujatest, et nendel perioodidel esinesid mitmed erindid võrreldes perioodiga, mis jääb 2009 majanduskriisi ja 2020 covid kriisi vahele. Erind on statistilise tunnuse väärtus, mis erineb oluliselt teistest väärtustest ühes andmekogus. (Sauga 2017) Siinkohal arvestame ka Tallinna rahvaarvu, mis muutus oluliselt seaduse tõttu 2019 aasta I kvartalil. Seega on otsustanud autor viia läbi analüüsi ka teise, kitsendatud valmiga, mille perioodiks on võetud 2010 IV kvartal-2018 IV kvartal ehk 33 vaatlust.

Töös on kasutatud aegridu, mis sisaldavad enamasti endas pikaajalist trendi. Aegride analüüsimisel kasutades vähimruutude meetodit, on oluline, et aegrida oleks statsionaarne. Statsionaarsus tähendab, et aegrea juhusliku suuruse tõenäosuslikud omadused ei muutu ajas. Selleks tuleb eemaldada trend ja sesoonsus. (Sauga 2017)

Autor on *Excelis* vaadeldud algandmete graafikuid, ning esineb silmaganähtav trend järgmistes muutujates: korter, palk, skp, hoius, rahvas, ehitus. Töötuse määras ja reaalses intressimääras trendi silmaga määrata ei saa. Trendi eemaldamiseks on võetud kõigist muutujatest, välja arvatud töötuse määrast, logaritm. See otseselt ei eemalda trendi, vaid lineariseerib selle. (Sauga 2017)

Järgmisena on vaja kindlaks teha, kas tegu on deterministliku või stohhastilise trendiga. Selleks viiakse läbi Augmented Dickey-Fuller (ADF) test konstandi ja trendiga programmis *Gretl*. ADF testi nullhüpooteesi puhul esineb ühikjuur ehk trend on stohhastiline ning sisuka hüpooteesi puhul

ühikjuur puudub, seega on tegemist deterministliku trendiga. Viiakse läbi ADF test, mille tulemused on toodud tabelis 1.

Tabel 1. Esmase ADF testi tulemused

Muutuja	Test-statistiku p-väärtus	Testi tüüp	Trend
KORTER	0,0240	test konstandi ja trendiga	deterministlik
PALK	0,1288	test konstandi ja trendiga	stohhastiline
SKP	0,1309	test konstandi ja trendiga	stohhastiline
HOIUS	0,0164	test konstandi ja trendiga	deterministlik
TOOTUS	0,0981	test konstandi ja trendiga	stohhastiline
RAHVAS	0,9277	test konstandi ja trendiga	stohhastiline
EHITUS	0,2998	test konstandi ja trendiga	stohhastiline
INTRESS	$1,91 \times 10^{-5}$	test ilma konstandita	puudub (statsionaarne aegrida)

Allikas: Autori *Excelis* koostatud andmete põhjal programmis *Gretl*

ADF testi tulemusel vaatame test-statistiku olulisuse tõenäosust (*asymptotic p-value*). Kui see on suurem kui valitud olulisuse nivoo 0,05, kehtib nullhüpootees ja vaja on eemaldada aegridades esinev stohhastiline trend. Hetkel on nendeks muutujateks palk, skp, töötus, rahvas, ehitus. Muutujad korter ja hoius on statsionaarsed testis konstanti ja trendiga (*with constant and trend*), mis tähendab, et need on statsionaarsed kui eemaldame deterministliku trendi. Muutuja intress on statsionaarne ja seda muuta ei ole vaja. Aegridades esineva stohhastiliku trendi eemaldamiseks on autor otsustanud algandmeid *Excelis* edasi töödelda. Võimalik on sama tulemuseni jõuda ka *Gretlis*, võttes muutujatest sesoonsed diferentsid. Autor on võtnud *Excelis* olevatest logaritmitud algandmete reaalkväärtusest aastase kasvumäära, mille tulemusel peaks teooria kohaselt trend ja sesoonsus kaduma. Töötusemäärast on võetud diferents, mis näitab, mitu protsendipunkti kasvas töötuse määr võrreldes eelmise aastaga. Töödeldud algandmed on toodud lisa 1. Viiakse läbi teine ADF test. Tulemused on toodud tabelis nr 2.

Tabel 2. Teise ADF testi tulemused

Muutuja	Test-statistiku p-väärtus	Testi tüüp	Järeldus
KORTER	$3,34 \times 10^{-6}$	test ilma konstandita	statsionaarne
PALK	0,0173	test ilma konstandita	statsionaarne
SKP	0,00448	test ilma konstandita	statsionaarne
HOIUS	0,01194	test ilma konstandita	statsionaarne
TOOTUS	0,004638	test ilma konstandita	statsionaarne
RAHVAS	0,3362	test ilma konstandita	mittestatsionaarne
EHITUS	0,04427	test ilma konstandita	statsionaarne
INTRESS	$1,91 \times 10^{-5}$	test ilma konstandita	statsionaarne
D_RAHVAS	$2,06 \times 10^{-6}$	test ilma konstandita	statsionaarne

Allikas: Autori koostatud lisas 1 toodud andmete põhjal programmis *Gretl*

ADF testi tulemusel on nüüd kõikide muutujate, välja arvatud rahvaarvu, test-statistiku p-väärtus väiksem kui valitud olulisuse nivoo 0,05 ehk kehtib sisukas hüpotees – aegread on saavutanud statsionaarsuse. Rahvaarvu kasvumäärast võtab autor esimest järku diferentsi (D_RAHVAS) ning seejärel on kõik aegread saavutanud statsionaarsuse ja saab hinnata regressioonimudelit. Esialgsesse mudelisse kaasatud tegurid on järgnevalt kujul, kõik rahalised muutujad on püsihindades:

1. korteri keskmine hind (KORTER), kujul: kasvumäär protsentides
2. keskmine palk (PALK), kujul: kasvumäär protsentides
3. sisemajanduse kogutoodang (SKP), kujul: kasvumäär protsentides
4. hoiuste jääk (HOIUS), kujul: kasvumäär protsentides
5. töötuse määr (TÖÖTUS), kujul: kasvumäär protsendipunktides
6. tallinna elanike arv (D_RAHVAS), kujul: kasvumäär kasvumäära 1. järku diferents protsentides
7. ehitushinnaindeks (EHITUS), kujul: kasvumäär protsentides
8. eluasemelaenu intressimäär (INTRESS), kujul: intressimäär

Regressioonimudel uurib muutujate omavahelist sõltuvust. Mudel luuakse järgneval kujul:

$$y_t = c + ax_t + \varepsilon_t$$

Kus

c – konstant,

y_t – sõltuv muutuja perioodil t ,

a – parameetrite vektor,

x_t – sõltumatu muutjate vektor perioodil t ,

ε_t – juhuslik komponent perioodil t .

Autor hindab *Gretlis* regressioonimudeli kasutades vähimruutude meetodit (OLS – *ordinary least squares*). Mudelis olevate parameetrite ja vabaliikme c suurused leitakse regressioonanalüüsi käigus. Mudelite kirjeldusvõimet hindame determinatsioonikordaja R^2 alusel. Erinevaid mudeleid võrdleme omavahel korrigeeritud determinatsioonikordaja R^2 järgi. Olulisuse nivooks on 5% ehk 0,05.

2.2. Ökonomeetriline analüüs

Järgnevalt proovib autor läbi erinevaid mudeleid *Gretlis*. Kuna SKP ja keskmise palga kasvumäära vahel on teooria kohaselt seos, tuleb arvatavasti üks neist muutujatest eemaldada. Arvestatud on ka teooriat, et kinnisvara turg ei reageeri muutustele koheselt vaid mõne aja pärast. Näiteks kui panga poolt väljastatavad intressimäärad tõstetakse 2010 aasta I kvartalis, kandub selle mõju kinnisvara hinnastatistikasse teooria kohaselt viitajaga, mistõttu proovib autor läbi mudeleid erinevate viitaegadega ning ajatrendiga. Lisaks eelnevalt mainitult on esialgse mudeli valimis sees 2009 aasta majanduskriis ja *covid* kriis ja Tallinna rahvaarvu seaduse muudatus. Seetõttu on hinnatud mudelit ka teise valimiga, mis sisaldab aegridu vahemikus 2010 IV - 2018 IV. Autor eeldab, et see mudel võib olla parema seletusvõimega, sest valimi aegread sisaldavad vähem erindeid. Probleemiks võib aga tulla madal vaatluste arv.

Esialgne mudel luuakse perioodil 2005:2-2022:1. Valmis sisaldab 68 vaatlust, mudel nr 1 on toodud lisas 2. Mudelis olevad muutujad EHITUS ja D_RAHVAS osutuvad ebaoluliseks. Nivool 0,1 on olulised PALK, HOIUS, TOOTUS. Nivool 0,05 on oluline SKP ja INTRESS. Mudeli determinatsioonikordaja on 0,81, mis tähendab, et mudel suudab kirjeldada 81,3% kinnisvara hinna kasvumäära muutustest. Järgnevalt eemaldab autor ükshaaval ebaolulisi muutujaid p-väärtuse järgi, alustades suurimast. Autor eemaldab tunnused järgmises järjekorras: RAHVAS, EHITUS, PALK, TOOTUS, INTRESS. Alles jäävad SKP ja HOIUS ning mudeli korrigeeritud R^2 on 0,77.

Järgnevalt luuakse uus mudel, jättes teadlikult välja muutuja PALK eelnevalt mainitud põhjusel. Autor eemaldab ükshaaval järgmises järjekorras statistiliselt mitteolulisi muutujaid: D-RAHVAS, HOIUS. Saadud on mudeli nr 2, toodud lisas 2, kus olulisuse nivool 0,05 on statistiliselt olulised tunnused: SKP, TOOTUS, EHITUS, INTRESS. Korrigeeritud R^2 on 0,78, ehk tegemist on parema

udeliga võrreldes mudeliga nr 1, kuna sisaldab rohkem seletavaid tunnuseid ja nii mudeli seletusvõime kui ka korrigeeritud R^2 on suuremad.

Edasi proovib autor mudeleid, kuhu on lisatud viitajad ja ajatrend. Prooviti viitaegasid (*lags*) 4-st 4-ni. Võrreldes mudelite parameetreid – oluliste tunnuste arv, R^2 ja korrigeeritud R^2 , on tegemist kehvemate mudelitega, mistõttu jääb autor mudel nr 2 juurde. Nagu varem mainitud, on kitsendatud valmit, et välja jätta finantskriisist, *covid*-kriisist, Tallinna rahvaarvu seadusest tingitud muutused. *Gretlis* valis autor *set sample*, ajavahemik 2010:4-2018:4. Autor loob mudeli ja eemaldab ükshaaval ebaolulisi tunnuseid. Tulemuseks on mudel nr 3, toodud lisas 2, kus statistiliselt olulised tunnused on HOIUS, EHITUS, INTRESS ja PALK. Korrigeeritud R^2 on 0,39, mis tähendab, et võrreldes mudeliga nr 2, on seletusvõime mudel nr 3-el oluliselt madalam.

Tabelis nr 3 esitatakse mudelid nr 2 ja 3. Välja on toodud tunnuste kordajate hinnangud; sulgudes hinnangute standardvead; valimi maht; korrigeeritud determinatsioonikordaja ja determinatsioonikordaja.

Tabel 3. Mudelite nr 2 ja nr 3 hinnangud

		Mudel 2	Mudel 3
Muutuja	KONSTANT	-4,623 (1,293) ***	8,973 (2,124) ***
	EHITUS	0,956 (0,354) ***	1,903 (0,535) ***
	INTRESS	2,496 (0,611) ***	4,419 (0,955) ***
	SKP	1,422 (0,259) ***	
	TOOTUS	-1,231 (0,553) **	
	PALK		-1,013 (0,484) **
	HOIUS		-0,532 (0,233) **
Valim		69	33
R^2		0,795	0,471
Korrigeeritud R^2		0,782	0,396

Allikas: Autori koostatud lisas 2 toodud andmete põhjal programmis *Excel*

Märkused: Tunnuste olulistõenäosus: *** oluline 0,01 tasemel; ** oluline 0,05 tasemel; * oluline 0,10 tasemel.

Mudel nr 2 on parem, sest sisaldab endas suuremat valimit, rohkem olulisi tunnuseid, ning nii R^2 kui ka korrigeeritud R^2 on suuremad. Edasi viib autor läbi erinevad testid programmis *Gretl* mudeli kontrollimiseks, toodud lisas 2.

White'i testi abil kontrollitakse heteroskedastiivust. Kui testi p-väärtus on suurem kui 0,05, kehtib nullhüpotees ja heteroskedastiivust ei esine. Kui väiksem kui 0,05, kehtib sisukas hüpotees ja

esineb heteroskedastiivsus. (Sauga 2017) White'i testi tulemusel on p-väärtus 0,0163, ehk hinnatavas mudelis esineb heteroskedastiivsus. Selle põhjused võivad olla matemaatiliselt vale mudeli kuju, mõne olulise tunnuse väljajäämine, asümmeetrilised tunnused või üksikute erindite esinemine vaatluste hulgas. Autor võtab kasutusele kohandatud standardvead. Kohandatud standardvead ei eemalda heteroskedastiivust, aga arvestavad selle mõjuga. (*Ibid*)

Aegridades võib tihti esineda autokorrelatsiooni. Breusch-Godfrey testiga uuritakse juhuslike liikmete vahel esinevat autokorrelatsiooni. Kui testi p-väärtus on suurem kui 0,05, kehtib nullhüpotees, et autokorrelatsiooni ei esine. (Sauga 2017) Autori mudelis on testi p-väärtus $1,137 \times 10^{-6}$ ehk väiksem kui 0,05, järelikult kehtib sisukas hüpotees ja esineb autokorrelatsioon. Autokorrelatsiooni põhjused võivad olla nähtustes esinev inerts ja sesoonsus, mudeli vale kuju, mõne olulise tunnuse puudumine mudelist, aegridade mittestatsionaarsus. (*Ibid*) Nagu ka heteroskedastiivsuse esinemise puhul, on võetud kasutusele kohandatud standardvead, mis arvestavad autokorrelatsiooniga.

Jääkliikmete normaaljaotust saab kontrollida Doornik-Hanseni testiga. Kui p-väärtus on suurem kui 0,05, tuleb võtta vastu nullhüpotees ja jäägid alluvad normaaljaotusele. (Sauga 2017) Autori koostatud mudelis on p-väärtus 0,856, mis tähendab, et jäägid alluvad normaaljaotusele.

Ramsey's RESET testi abil kontrollitakse matemaatilise kuju õigsust. Kui p-väärtus on suurem kui 0,05, kehtib nullhüpotees – mudeli kuju on õige, ja kui p-väärtus on väiksem kui 0,05 - mudeli kuju on vale. (Sauga 2017) Hetkel on p-väärtus 0,003 ehk mudeli kuju on vale.

Autor lisab mudelile nr 2 kohandatud standardvead ning saab mudeli nr 4. Tunnused TOOTUS ja EHITUS on nüüd olulised nivool 0,1. Autor eemaldab need mudelist, alustades TOOTUS-est, ning teisena eemaldab EHITUS-e. Saadud on mudel nr 5, millega teeb autor läbi samad testid nagu mudel nr 2-ga. Mudel nr 5-e jäägid alluvad normaaljaotusele (p-väärtus = 0,862). Ramsey's RESET testi p-väärtus on 0,067 ehk mudeli kuju on õige. Heteroskedastiivsus ja autokorrelatsioon esineb, kuid sellega on arvestatud, kasutades kohandatud standardvigu.

Tehes läbi testid ka mudel nr 4-ga, on tulemuseks, et sarnaselt mudel 5-ga, alluvad jäägid normaaljaotusele, heteroskedastiivsus ja autokorrelatsioon esineb, ning sellega on arvestatud, kuid Ramsey's RESET testi p-väärtus on 0,003, mis tähendab, et mudeli kuju on endiselt vale.

2.2. Järeldused

Lõplikud mudelid, mudel nr 4 ja 5, toodud lisas 2, on iseloomustatud tabelis nr 4.

Tabel 4. Mudelite nr 4 ja nr 5 hinnangud

		Mudel 4	Mudel 5
Muutuja	KONSTANT	-4,622 (1,344) ***	-4,246 (1,595) ***
	SKP	1,422 (0,375) ***	2,137 (0,225) ***
	INTRESS	2,496 (0,964) **	0,911 (0,440) **
	TOOTUS	-1,231 (0,716) *	
	EHITUS	0,956 (0,542) *	
Valim		69	69
R^2		0,795	0,759
Korrigeeritud R^2		0,782	0,752

Allikas: Autori koostatud lisas 2 toodud andmete põhjal programmis *Excel*

Vaadeldes mudel 5-te, siis esialgsest 8-st muutujast jäid statistiliselt oluliseks 2. Mudeli seletusvõime on 75,9%, olulised tunnused on SKP ja intressimäär. Mudel 4 sisaldab 4 statistilistelt olulist tunnust (neist kahte nivool 0,1), ning nii korrigeeritud R^2 kui ka R^2 on suuremad, mistõttu hindab autor selle paremaks ja teeb järeldusi mudel nr 4-st. Mudel nr 4 puhul tuleb arvestada, et Ramsey RESET testi alusel on mudeli kuju vale. See tähendab, et seosed ei ole lineaarsed. Muutujad TOOTUS ja EHITUS jäid statistiliselt oluliseks nivool 0,1. Selle põhjendus võib olla see, et tegemist on aegridade puhul üsna väikse valimiga.

Kui SKP kasvumäär tõuseb 1 protsendipunkt, tõuseb Tallinna korterelamute reaalspinnaühiku hinna kasvumäär 1,42 protsendipunkti. See märk on teooriaga kooskõlas ja loogiline. Samasuunalist seost kinnitavad ka varasemad töös käsitletud uuringud. (Egert, Mihaljek 2007; Belej, Cellmer 2014; Parika 2019)

Reaalse intressimäära tõustes 1 protsendipunkt, tõuseb Tallinna korterelamute reaalspinnaühiku hinna kasvumäär 2,50 protsendipunkt. Teooria kohaselt peaks olema vastupidi, intressimäära tõustes peaks kinnisvara hinnad langema. Näiteks leidsid Zeno Adams, Roland Füss (2010), kes uurisid oma töös 30 aastast ajahorisonti 15-s erinevas riigis, et 1 protsendipunktiline tõus pikaajalises intressimääras alandab elamuhindu 0,3 protsendipunkti. Siinkohal võib viga tekkida sellest, et korterelamu turg ei reageeri koheselt intressimäära tõusule, vaid teeb seda viitajaga.

Töötuse määra muut ja Tallinna korterite kinnisvarahinnad on negatiivse seosega. Kui töötusemäära muut tõuseb 1 protsendipunkti, siis kinnisvara hinnad langevad 1,23 protsendipunkti võrra. Seose suund on loogiline ja kooskõlas varasemate autorite empiiriliste uuringutega. (Egert, Mihaljek 2007; Grum, Govekar 2016; Belke, Keil 2018) Ehitushinnaindeksi kasvumäära seos on positiivne, parameeter on 0,96, ehk ehitushinnaindeksi 1 protsendipunktilisel kasvul, tõusevad kinnisvarahinnad 0,96 protsendipunkti võrra. Seose suund on loogiline, kallimad ehitushinnad tõstavad kinnisvarahindu. Varasemad autorid nagu näiteks Reichert (1990) ning Jud ja Winkler (2002), kinnitavad samasuunalist seost.

Konkreetselt põhjust, miks teised tegurid mudelist välja jäid, on raske leida, kuid autor proovib seletada võimalikke põhjuseid. Keskmise palga puhul on arvestatud, et sisu poolest on tegur võrreldav SKP-ga, mistõttu autor jättis tahtlikult selle mudelist välja. Hoiuste jääk on autori poolt sisse toodud uus muutuja, millele ei ole varasemat empiirilist kinnitust. Tallinna elanike arvu andmetega esines probleeme, kuna vahepeal toimunud seaduse muutus 2019 aasta veebruaris ning tasuta ühistranspordi kampaania tekitasid suured erandid aegreast.

Nagu varasemalt kirjeldatud, on kinnisvarahindadel palju erinevaid mõjutegureid, millest mõned pole arvuliselt kergesti mõõdetavad, kuid autori hinnangul omavad arvatavasti mõju turul toimunud üle. Nendeks võiks potentsiaalselt olla meedia mõjutus sõnumitega, tarbijakindlustunne, poliitiline olukord riigis ja erinevate toetusmehhanismide nagu näiteks Kredexi käenduse olemasolu ja kättesaadavus. Tarbijakindlustunne kajastub osaliselt küll töötuse määras, kuid seda mõjutavad ka muud tegurid, nagu näiteks sõda lähi regioonis. Ka laenupoliitikat on raske arvuliselt välja tuua, kuid teadaolevalt jagasid pangad enne 2009 aasta finantskriisi eluasemelaenusid palju kergekäelisemalt välja, mis soodustas ka kiiret hinnakasvu. Igas riigis toimivad kinnisvara turud erinevalt. Seetõttu soovitab autor tulevikus läbiviidavatel uuringutel keskenduda eri piirkondadele. On vägagi võimalik, et eri riikides ongi erinevad mõjutegurid.

KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaaurusetöö eesmärk oli uurida erinevaid kinnisvara hindade mõjutegureid, täpsemalt valiti uuritavaks objektiks Tallinna korterelamu turg. Autor on püstitanud 2 uurimisküsimust:

1. Millised majanduslikud tegurid mõjutavad Tallinna korterelamu turgu?
2. Kas varasemates uurimustöodes leitud tegurid mõjuvad samamoodi (näiteks samas suunas) ka Tallinna korterelamu turul?

Töö esimeses osas selgitati esmalt kinnisvara, kinnisvaraturu ja korteriomandi mõisteid ja nende omadusi, et luua teoreetiline raamistik. Leiti varasema teemakohase kirjanduse põhjal makromajanduslikud tegurid, mis mõjutavad kinnisvara hindasid. Nendeks olid keskmine palk, sisemajanduse kogutoodang, töötuse määr, piirkonna elanike arv, ehitushinnaindeks, eluasemelaenu intressimäär. Autori otsusel lisati veel 1 tegur – hoiuste jääk. Varasemalt on kasutatud empiirilistes uuringutes säästmismäära, mis on iseloomu poolest sarnane muutuja. Hoiuste jääk lisati, kuna autorile on see ajakirjanduses silma jäänud, kui võrreldakse 2009 aasta finantskriisi ja hetkel (2022 III kvartal) majanduses olevat olukorda. Lisaks kirjeldati täpsemalt Eesti kinnisvara turul läbiviidud uuringuid. Võib välja tuua, et võrreldes muu Euroopaga, on Eesti kinnisvara hinnad ühed kiiremini kasvanud alates aastast 1995.

Empiiriline analüüs viidi läbi tarkvaraprogrammis *Gretl*, luues regressioonmudeli ja kasutades vähimruutude meetodit. Ajaperioodiks valiti 2005 I kvartal – 2022 I kvartal ehk empiirilisse analüüsi kaasati 69 vaatlust. Kuna antud periood sisaldas 2009 finantskriisi ja covid kriisi ning Tallinna elanike arvu seadusest tulenevat muutust, siis otsustati ka kitsendada valimit, ning viidi läbi analüüs perioodil 2010 IV kvartal kuni 2018 IV kvartal ehk 33 vaatlust. Antud mudel oli aga kehvem, ning jäädi esialgse valimi juurde. Veel prooviti mudelisse lisada erinevaid viitaegu, kuna muutused kinnisvaraturul võtavad aega. Ka viitaegadega mudel osutus kehvemaks võrreldes mudel nr 2-ga. Lõplik mudel, mudel nr 4, saadi kasutades kohandatud standardvigu ja jättes teadlikult välja muutuja palk, sest iseloomustab majanduses sedasama, mida SKP näitab.

Esiialgsest 8-st muutujast jäid mudelis nr 4 statistiliselt oluliseks 4 tunnust - reaalne SKP kasvumäär, reaalne intressimäär; töötuse määra muut ja ehitushinnaindeksi kasvumäär. Mudeli seletusvõime on 79,5%.

Kui SKP kasvumäär tõuseb 1 protsendipunkti võrra, tõuseb Tallinna korterelamute reaalpinnaühiku hinna kasvumäär 1,42 protsendipunkti. See märk on teooriaga kooskõlas ja loogiline. Reaalse intressimäära tõustes 1 protsendipunkti võrra, tõuseb Tallinna korterelamute reaalpinnaühiku hinna kasvumäär 2,50 protsendipunkti. Teooria kohaselt peaks olema vastupidi, intressimäära tõustes peaks kinnisvara hinnad langema. Autori seisukoht on, et intressimäärast tekkiv hinnalangus võib kajastuda viitajaga kinnisvara hindade muutuses.

Kui töötusemäära muut tõuseb 1 protsendipunkti võrra, siis kinnisvara hinnad langevad 1,23 protsendipunkti. Ehitushinnaindeksi 1 protsendipunktilisel kasvul, tõusevad kinnisvarahinnad 0,96 protsendipunkti võrra. Mõlemad seosed on loogilised ja kooskõlas töös käsitletud teooriaga. Mudelis esineb heteroskedatiivsus ja autokorrelatsioon, kuid sellega on arvestatud, kasutades kohandatud standardvigu. Ramsey RESET testi alusel on mudeli nr 4 kuju vale.

Tulevastel uuringutel soovib autor keskenduda erinevatele piirkondadele, võimalusel pikema kättesaadava andmestikuga riigile. Lisaks usub autor, et on veel tegureid, mis mõjutavad kinnisvarahindu, kuid neid on raske numbriliselt ökonomeetrilises analüüsis väljendada. Tegurid nagu meedia sõnumid, tarbija kindlustunne, finantseerimis tingimused ja poliitiline olukord riigis võivad avaldada mõju mingi konkreetse piirkonna kinnisvara hindadele.

SUMMARY

FACTORS AFFECTING PROPERTY PRICES IN THE EXAMPLE OF THE TALLINN APARTMENT MARKET

Johannes Kändmaa

The purpose of this bachelor's thesis was to study various influencing factors of real estate prices, more precisely, the Tallinn apartment building market was chosen as the research object. The author has set 2 research questions:

1. What economic factors affect the Tallinn apartment building market?
2. Do the factors found in previous research works have the same effect (for example, in the same direction) on the Tallinn apartment building market?

In the first chapter, the concepts of real estate, real estate market and apartment ownership and their characteristics are explained to create a theoretical framework. Based on the previous literature on the subject, macroeconomic factors that affect real estate prices were found. These were average salary, gross domestic product, unemployment rate, population of the region, construction price index, housing loan interest rate. At the author's decision, 1 more factor was added - the balance of deposits. In the past, empirical studies have used the savings rate, which is a similar variable in its nature. The balance of deposits was added because the author has noticed it in the media, when comparing the financial crisis of 2009 and the situation in the economy now (3rd quarter of 2022). In addition, the studies carried out on the Estonian real estate market were described in more detail. It can be pointed out that Estonian real estate prices, compared to the rest of Europe, are on of the fastest growing prices since 1995.

Empirical analysis was carried out in the software program Gretl by creating a regression model and using the method of least squares. The time period was chosen as the first quarter of 2005 - the first quarter of 2022, i.e., 69 observations were included in the empirical analysis. Since this period included the financial crisis of 2009 and the covid crisis and the change in the number of

inhabitants of Tallinn due to the changes in law, it was decided to narrow down the sample, and another analysis was carried out in the period from the 4th quarter of 2010 to the 4th quarter of 2018, i.e. 33 observations. However, the given model was worse, and the initial sample was retained. Author also tried to add different lags to the model, as changes in the real estate market take time. The model with lags also turned out to be worse compared to model No. 2. The final model, model No. 4, was obtained using adjusted standard errors and deliberately omitting the variable wage because it characterizes the economy in the same way that GDP does.

Out of the initial 8 variables, 4 characteristics remained statistically significant in model No. 4 - real GDP growth rate, real interest rate, unemployment rate change and construction price index growth rate. The explanatory power of the model is 79.5%.

If the GDP growth rate increases by 1 percentage point, the growth rate of the real estate unit price of Tallinn apartment buildings increases by 1.42 percentage points. This sign is logical and consistent with the theory. When the real interest rate increases by 1 percentage point, the growth rate of the real estate unit price of Tallinn apartment buildings increases by 2.50 percentage points. According to the theory, it should be the other way around, as the interest rate rises, real estate prices should fall. The author's position is that the price change arising from the interest rate change will take time before it is reflected in the apartments price.

If the change in the unemployment rate increases by 1 percentage point, real estate prices decrease by 1.23 percentage points. If the construction price index increases by 1 percentage point, real estate prices rise by 0.96 percentage points. Both connections are logical and consistent with the theory discussed in the paper. Heteroscedasticity and autocorrelation are present in the model, but this has been accounted for using adjusted standard errors. Based on the Ramsey RESET test, the shape of model No. 4 is incorrect.

In future studies, the author recommends focusing on different regions, if possible, on a country with a longer available data set. In addition, the author believes that there are other factors that affect real estate prices, but they are difficult to express numerically in an econometric analysis. Factors such as media messages, consumer confidence, financing conditions and the political situation in a country can have an impact on real estate prices in a particular area.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Adams, Z., Füss, R. (2010) Macroeconomic determinants of international housing markets, *Journal of Housing Economics*, 19, 38–5039
- Ame'de'e-Manesme, C., Baroni, M., Barthelemy, F., Rosiers F. (2017). Market heterogeneity and the determinants of Paris apartment prices: A quantile regression approach. *Urban Studies*, 2017, Vol. 54, No. 14, 3260–3280
- Aus, V., Kolbre, E., Kahre, K. (2015). Drivers of Estonian Housing Market Cycles. *Research in Economics and Business: Central and Eastern Europe*, 7(2), 27-50.
- Belej, M., Cellmer, R. (2014). The Effect of Macroeconomic Factors on Changes in Real Estate Prices - Response and Interaction. *Oeconomia*, 13(2), 5-16.
- Belke, A., & Keil, J. (2018). Fundamental Determinants of Real Estate Prices: A Panel Study of German Regions. *International Advances in Economic Research*, 24(1), 25–45.
- Bohle D. (2014). Post-socialist housing meets transnational finance: Foreign banks, mortgage lending, and the privatization of welfare in Hungary and Estonia. *Review of International Political Economy*, Vol. 21, No. 4, 913-948
- Cajias, M., Ertl, S. (2017). The sensitivity of house prices under varying monetary regimes: the Nordic scenario. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 10(1), 4-21.
- E'gert, B., Mihaljek, D. (2007) Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe, *Comparative Economic Studies*, 49, 367–388
- EVS 875-1:2015. *Vara hindamine osa 1: Hindamise mõisted ja põhimõtted*. Tallinn: Eesti Standardikeskus.
- EVS 875-2:2015. *Vara hindamine osa 2: Varade liigid*. Tallinn: Eesti Standardikeskus.
- Fletcher, M., Gallimore, P., Mangan, J. (2000). Heteroskedasticity in Hedonic House Price Models. *Journal of Property Research*, Vol. 17, No. 2, 93-108.
- Girouard, N., Kennedy, M., Van Den Noord, P., André, C. (2006). Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 475.
- 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.

- Jud, G.D., & Winkler, D.T. (2002). The Dynamics of Metropolitan Housing Prices. *Journal of Real Estate Economics*, Vol. 23, No. 1-2, 29-45.
- Kaing, M. (2011). *Kinnisvara alused*. Tartu: AS Atlex.
- Kallakmaa-Kapsta A., Kolbre E. (2006). Housing Market Development in Estonia: Is There a Real Estate Boom? *working papers in economics*. Vol. 20
- Kask, K. (1997). *Kinnisvara rahandus*. Tartu: Tartu Ülikooli Kirjastus.
- Kenk-Jokinen, K. (2013) Pealinn. Tallinna tasuta ühistransport käivitus üle ootuste edukalt. Kättesaadav: <https://pealinn.ee/2013/02/11/tallinna-tasuta-uhistransport-kaivitus-ule-ootuste-edukalt/> (11. veebruar 2013)
- Kenny, G. (1999) Modelling the demand and supply sides of the housing market: evidence from Ireland, *Economic Modelling*, 16, 389-409
- Kraavik, R. (2021). Eesti Pank. Pangahoiuseid lisandub kuus kaks korda rohkem kui koroonaeesel ajal. Kättesaadav <https://www.eestipank.ee/press/pangahoiuseid-lisandub-kuus-kaks-korda-rohkem-kui-koroonaeesel-ajal-25032021> (25. märts 2021)
- Kuhlbach, H., Prisk, P., Lauren, A. (2001). Kinnisvaraõpik. Tallinn: Kirjastus Agitaator.
- Larsen A. B., Mcqueen G. R. (1995). REITs, Real Estate, and Inflation: Lessons from the Gold Market. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, No. 10, 285-297
- Oestmann M., Bennöhr, L. (2015). Determinants of House Price Dynamics. What can we learn from search engine data? *Review of Economics*, 66, 99-128.
- Parrikar, J. (2019). The Influence of Macroeconomic Factors on Housing Prices in India: an Empirical Study. *Indian Journal of Economics and Development*, 7(3), 1-7.
- Pashardes, P., Savva, C. S. (2009). Factors Affecting House Prices in Cyprus: 1988-2008. *Cyprus Economic Policy Review*, Vol. 3, No. 1, 3-25.
- Reichert, A. K. (1990). The Impact of Interest Rates, Income and Employment upon Regional Housing Prices. *The Journal of Real Estate*. No 3, 373-391
- Renigier-Biłozor, M., & Wiśniewski, R. (2012). The impact of macroeconomic factors on residential property prices indices in Europe. *Aestimum*, 149-166
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 1, 34-55.
- Sauga, A. (2017). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele*. Tallinn: TTÜ Kirjastus
- Tallinna elanike arv rahvastikuregistri andmetel (2022). Tallinna linn. Kättesaadav: <https://www.tallinn.ee/et/tallinna-elanike-arv> (21.11.2022)

- Tomal M., (2019). The Impact of Macro Factors on Apartment Prices in Polish Counties: a Two-Stage Quantile Spatial Regression Approach, *Real Estate Management and Valuation*, vol. 27, no. 4, pp. 01-14.
- Tooming, M. (2022). Eesti Rahvusringhääling. Tallinna rahvaarv kahanes mullu esimest korda 15 aasta jooksul. Kättesaadav: <https://www.err.ee/1608585058/tallinna-rahvaarv-kahanes-mullu-esimest-korda-15-aasta-jooksul> (03. mai 2022)
- Tsatsaronis, K., Zhu, H. (2004). What Drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence. *BIS Quarterly Review*, 65-78.
- Tänavsuu, T. (2018). Eesti Ekspress. Kinnisvaraekspertid: krahhi korteriturul ei tule. Kättesaadav: <https://ekspress.delfi.ee/artikkel/80728529/kinnisvaraekspertid-krahhi-korteriturul-ei-tule> (10. jaanuar 2018)
- Wan J., (2014). Household Savings and Housing Prices in China. *The World Economy*. Vol. 38, No. 1

LISAD

Lisa 1. Kasutatud andmed

AEG	KORTER	PALK	SKP	HOIUS	TÖÖTUS	RAHVAS	EHITUS	INTRESS
2005 I	9,43	4,84	4,61	6,69	-0,70	1,68	6,60	-1,45
2005 II	13,19	8,09	14,37	15,33	-1,80	0,98	5,64	-0,03
2005 III	20,45	5,58	10,26	17,17	-3,50	0,62	5,94	-1,50
2005 IV	28,66	8,55	13,21	18,40	-2,40	0,44	7,03	-0,16
2006 I	41,03	10,59	14,24	22,03	-3,00	-0,74	7,81	-0,23
2006 II	39,99	9,67	12,33	19,75	-2,20	-0,55	8,35	-0,24
2006 III	38,49	11,56	14,54	23,98	-1,60	-0,49	10,68	0,66
2006 IV	31,03	11,25	13,54	23,75	-1,60	-0,60	12,75	-0,42
2007 I	21,12	12,87	15,52	21,45	-1,30	0,21	14,21	-0,59
2007 II	14,42	13,56	14,56	15,67	-1,30	0,01	13,91	-0,42
2007 III	6,29	11,42	10,91	8,85	-1,30	-0,02	11,38	-1,33
2007 IV	-9,56	9,15	7,70	3,69	-1,40	0,09	8,25	-3,36
2008 I	-18,85	7,34	-4,59	1,92	-1,20	0,60	5,76	-4,89
2008 II	-24,91	3,29	-3,92	5,22	-0,90	0,60	4,11	-5,15
2008 III	-30,01	3,80	-9,12	8,98	2,10	0,59	3,04	-3,82
2008 IV	-27,26	-0,08	-14,60	11,93	3,30	0,63	0,37	-1,03
2009 I	-41,26	-3,55	-13,90	8,33	7,10	0,57	-4,81	2,47
2009 II	-44,60	-3,52	-18,99	1,27	9,20	0,48	-9,28	4,86
2009 III	-52,23	-4,56	-18,34	-2,73	8,20	0,57	-11,12	5,40
2009 IV	-38,42	-5,06	-10,57	-4,08	8,10	0,62	-10,47	5,23
2010 I	-16,42	-3,99	-6,15	-3,46	8,30	0,90	-7,39	1,90
2010 II	-1,07	-2,38	-1,78	-3,99	5,10	1,31	-3,42	-0,04
2010 III	10,95	-2,96	5,13	-3,51	1,00	1,38	-0,94	-0,46
2010 IV	6,90	-1,68	4,36	-4,44	-1,90	1,41	0,70	-2,16
2011 I	2,65	-0,68	7,98	-1,58	-5,20	1,08	1,87	-1,70
2011 II	5,10	-0,61	9,25	2,32	-5,30	0,89	3,59	-1,40
2011 III	11,52	1,35	7,30	4,95	-4,70	0,76	3,34	-1,62
2011 IV	8,28	2,43	6,51	9,32	-2,30	0,74	4,60	-0,30
2012 I	8,83	2,39	3,84	9,48	-3,00	0,98	4,84	-1,10
2012 II	2,88	1,08	3,76	11,29	-2,90	0,68	4,21	-0,90
2012 III	-0,66	1,83	2,86	10,26	-1,20	0,67	4,54	-0,99
2012 IV	2,02	2,33	3,10	9,98	-2,20	0,76	3,44	-0,85
2013 I	5,61	2,67	3,98	9,04	-1,30	1,91	4,78	-0,87
2013 II	6,91	4,41	1,74	5,69	-2,10	2,36	4,57	-1,20
2013 III	12,48	6,38	3,24	5,88	-1,70	2,40	4,60	0,48
2013 IV	15,36	5,95	2,18	5,87	-0,40	2,72	4,07	1,13
2014 I	18,74	6,92	4,54	7,53	-1,50	1,48	2,47	2,38

Lisa 1 järg

AEG	KORTER	PALK	SKP	HOIUS	TÖÖTUS	RAHVAS	EHITUS	INTRESS
2014 II	14,98	5,07	5,95	8,62	-1,00	1,13	0,62	2,97
2014 III	14,19	5,49	5,33	8,89	-0,30	1,21	-0,64	3,01
2014 IV	11,95	5,76	8,57	7,19	-2,40	1,06	-1,32	2,75
2015 I	8,83	5,02	2,84	8,16	-1,90	1,03	-1,61	2,81
2015 II	8,72	5,74	3,56	9,03	-0,50	1,04	-0,45	2,40
2015 III	6,40	7,44	4,66	9,11	-2,30	1,09	-0,83	3,01
2015 IV	4,84	7,04	2,78	10,54	0,10	1,15	-0,40	3,12
2016 I	1,00	7,94	7,12	7,95	-0,10	1,13	-0,96	2,46
2016 II	2,39	7,63	4,36	6,51	0,00	1,17	-1,03	2,69
2016 III	6,58	5,80	3,11	5,47	2,30	1,09	-0,36	1,33
2016 IV	6,22	4,54	3,93	5,25	0,20	0,99	-0,17	0,03
2017 I	8,28	2,74	4,00	5,07	-0,90	0,91	0,55	-0,56
2017 II	3,50	3,71	7,69	-1,35	0,50	0,93	0,68	-0,54
2017 III	0,64	3,48	5,45	-0,12	-2,30	0,92	1,11	-1,19
2017 IV	4,52	3,87	6,37	-0,55	-1,30	1,04	1,75	-1,07
2018 I	2,16	4,67	5,72	-1,01	1,20	1,21	2,71	-0,43
2018 II	5,54	2,22	3,46	6,14	-1,90	1,17	3,09	-1,50
2018 III	0,76	3,62	5,22	6,94	0,00	1,15	2,63	-1,08
2018 IV	-1,40	5,16	5,50	7,52	-0,90	1,10	2,46	-0,94
2019 I	1,56	5,42	6,91	7,67	-2,10	-1,98	1,96	0,20
2019 II	3,00	4,81	5,43	7,42	0,00	-2,01	1,74	0,18
2019 III	5,55	5,76	4,24	8,92	-1,30	-2,13	1,94	0,44
2019 IV	9,26	4,41	2,48	8,29	-0,30	-2,18	1,69	0,72
2020 I	7,09	3,70	0,01	10,28	0,30	1,00	1,22	1,60
2020 II	8,94	1,96	-6,05	10,95	2,00	0,81	0,92	3,52
2020 III	7,19	4,16	1,04	9,30	3,80	1,00	-0,04	3,63
2020 IV	5,07	3,69	2,46	9,05	3,30	0,60	0,27	3,17
2021 I	7,93	3,72	3,72	8,62	2,10	0,04	0,93	1,11
2021 II	3,11	3,31	13,07	3,38	-0,20	-0,09	8,37	-1,57
2021 III	6,37	1,06	8,21	7,36	-2,00	-0,21	14,11	-4,20
2021 IV	2,83	-4,47	5,42	-2,91	-2,20	-0,17	17,52	-9,01
2022 I	2,49	-6,34	4,01	-8,10	-1,60	-0,27	21,31	-11,45
2014 II	14,98	5,07	5,95	8,62	-1,00	1,13	0,62	2,97
2014 III	14,19	5,49	5,33	8,89	-0,30	1,21	-0,64	3,01
2014 IV	11,95	5,76	8,57	7,19	-2,40	1,06	-1,32	2,75
2015 I	8,83	5,02	2,84	8,16	-1,90	1,03	-1,61	2,81
2015 II	8,72	5,74	3,56	9,03	-0,50	1,04	-0,45	2,40
2015 III	6,40	7,44	4,66	9,11	-2,30	1,09	-0,83	3,01
2015 IV	4,84	7,04	2,78	10,54	0,10	1,15	-0,40	3,12
2016 I	1,00	7,94	7,12	7,95	-0,10	1,13	-0,96	2,46
2016 II	2,39	7,63	4,36	6,51	0,00	1,17	-1,03	2,69
2016 III	6,58	5,80	3,11	5,47	2,30	1,09	-0,36	1,33
2016 IV	6,22	4,54	3,93	5,25	0,20	0,99	-0,17	0,03
2017 I	8,28	2,74	4,00	5,07	-0,90	0,91	0,55	-0,56
2017 II	3,50	3,71	7,69	-1,35	0,50	0,93	0,68	-0,54
2017 III	0,64	3,48	5,45	-0,12	-2,30	0,92	1,11	-1,19
2017 IV	4,52	3,87	6,37	-0,55	-1,30	1,04	1,75	-1,07

Lisa 1 järg

AEG	KORTER	PALK	SKP	HOIUS	TÖÖTUS	RAHVAS	EHITUS	INTRESS
2018 I	2,16	4,67	5,72	-1,01	1,20	1,21	2,71	-0,43
2018 II	5,54	2,22	3,46	6,14	-1,90	1,17	3,09	-1,50
2018 III	0,76	3,62	5,22	6,94	0,00	1,15	2,63	-1,08
2018 IV	-1,40	5,16	5,50	7,52	-0,90	1,10	2,46	-0,94
2019 I	1,56	5,42	6,91	7,67	-2,10	-1,98	1,96	0,20
2019 II	3,00	4,81	5,43	7,42	0,00	-2,01	1,74	0,18
2019 III	5,55	5,76	4,24	8,92	-1,30	-2,13	1,94	0,44
2019 IV	9,26	4,41	2,48	8,29	-0,30	-2,18	1,69	0,72
2020 I	7,09	3,70	0,01	10,28	0,30	1,00	1,22	1,60
2020 II	8,94	1,96	-6,05	10,95	2,00	0,81	0,92	3,52
2020 III	7,19	4,16	1,04	9,30	3,80	1,00	-0,04	3,63
2020 IV	5,07	3,69	2,46	9,05	3,30	0,60	0,27	3,17
2021 I	7,93	3,72	3,72	8,62	2,10	0,04	0,93	1,11
2021 II	3,11	3,31	13,07	3,38	-0,20	-0,09	8,37	-1,57
2021 III	6,37	1,06	8,21	7,36	-2,00	-0,21	14,11	-4,20
2021 IV	2,83	-4,47	5,42	-2,91	-2,20	-0,17	17,52	-9,01
2022 I	2,49	-6,34	4,01	-8,10	-1,60	-0,27	21,31	-11,45

Allikas: Autori arvutused programmis *Excel*

Lisa 2. Ökonomeetrilised mudelid

- Mudel nr 1.

OLS, using observations 2005:2-2022:1 (T = 68)
Dependent variable: KORTER

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-5,31135	1,57430	-3,374	0,0013	***
PALK	-0,707324	0,393703	-1,797	0,0774	*
SKP	1,67625	0,276693	6,058	<0,0001	***
HOIUS	0,483089	0,249990	1,932	0,0580	*
TOOTUS	-1,13046	0,566134	-1,997	0,0504	*
EHITUS	0,626031	0,460105	1,361	0,1787	
INTRESS	2,05313	0,855139	2,401	0,0195	**
d_RAHVAS	1,70797	1,57769	1,083	0,2833	
Mean dependent var	3,649064	S.D. dependent var		17,53426	
Sum squared resid	3857,803	S.E. of regression		8,018523	
R-squared	0,812720	Adjusted R-squared		0,790871	
F(7, 60)	37,19668	P-value(F)		1,55e-19	
Log-likelihood	-233,7916	Akaike criterion		483,5831	
Schwarz criterion	501,3392	Hannan-Quinn		490,6186	
rho	0,476850	Durbin-Watson		1,010480	

- Model nr 2.

OLS, using observations 2005:1-2022:1 (T = 69)
Dependent variable: KORTER

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-4,62263	1,29282	-3,576	0,0007	***
SKP	1,42244	0,259197	5,488	<0,0001	***
TOOTUS	-1,23185	0,553309	-2,226	0,0295	**
EHITUS	0,955736	0,354630	2,695	0,0090	***
INTRESS	2,49633	0,611013	4,086	0,0001	***
Mean dependent var	3,732830	S.D. dependent var		17,41876	
Sum squared resid	4236,830	S.E. of regression		8,136367	
R-squared	0,794649	Adjusted R-squared		0,781814	
F(4, 64)	61,91520	P-value(F)		2,64e-21	
Log-likelihood	-239,9593	Akaike criterion		489,9185	
Schwarz criterion	501,0891	Hannan-Quinn		494,3503	
rho	0,530761	Durbin-Watson		0,935680	

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 27,5568

with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 27,5568) = 0,0162818$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 0,313985

with p-value = 0,85471

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: F(2, 62) = 6,42379

with p-value = $P(F(2, 62) > 6,42379) = 0,00291496$

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 10,8218

with p-value = $P(F(4, 60) > 10,8218) = 1,13713e-06$

Non-linearity test (squares) -

Null hypothesis: relationship is linear

Test statistic: LM = 11,0223

with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 11,0223) = 0,0263144$

- Mudel nr 3.

OLS, using observations 2010:4-2018:4 (T = 33)
Dependent variable: KORTER

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	8,97311	2,12420	4,224	0,0002	***
HOIUS	-0,532605	0,233618	-2,280	0,0304	**
EHITUS	1,90383	0,535443	3,556	0,0014	***
INTRESS	4,41986	0,955172	4,627	<0,0001	***
PALK	-1,01368	0,484398	-2,093	0,0456	**
Mean dependent var	6,567101	S.D. dependent var		4,958231	
Sum squared resid	415,9070	S.E. of regression		3,854066	
R-squared	0,471320	Adjusted R-squared		0,395794	
F(4, 28)	6,240525	P-value(F)		0,001013	
Log-likelihood	-88,63522	Akaike criterion		187,2704	
Schwarz criterion	194,7530	Hannan-Quinn		189,7881	
rho	0,241135	Durbin-Watson		1,503730	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 26) = 3,85277$

with p-value = $P(F(2, 26) > 3,85277) = 0,0342403$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 14,5128

with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 14,5128) = 0,412244$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 0,360583

with p-value = 0,835027

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 1,88588

with p-value = $P(F(4, 24) > 1,88588) = 0,145645$

- Mudel nr 4.

OLS, using observations 2005:1-2022:1 (T = 69)
 Dependent variable: KORTER
 HAC standard errors, bandwidth 3 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-4,62263	1,34415	-3,439	0,0010	***
SKP	1,42244	0,375375	3,789	0,0003	***
TOOTUS	-1,23185	0,715810	-1,721	0,0901	*
EHITUS	0,955736	0,541685	1,764	0,0824	*
INTRESS	2,49633	0,964405	2,588	0,0119	**
Mean dependent var	3,732830	S.D. dependent var	17,41876		
Sum squared resid	4236,830	S.E. of regression	8,136367		
R-squared	0,794649	Adjusted R-squared	0,781814		
F(4, 64)	31,48819	P-value(F)	1,69e-14		
Log-likelihood	-239,9593	Akaike criterion	489,9185		
Schwarz criterion	501,0891	Hannan-Quinn	494,3503		
rho	0,530761	Durbin-Watson	0,935680		

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 62) = 6,42379$

with p-value = $P(F(2, 62) > 6,42379) = 0,00291496$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $LM = 27,5568$

with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 27,5568) = 0,0162818$

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: $LMF = 10,8218$

with p-value = $P(F(4, 60) > 10,8218) = 1,13713e-06$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 0,313985$

with p-value = 0,85471

- Mudel nr 5.

OLS, using observations 2005:1-2022:1 (T = 69)
 Dependent variable: KORTER
 HAC standard errors, bandwidth 3 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-4,24575	1,59496	-2,662	0,0097	***
SKP	2,13729	0,224557	9,518	<0,0001	***
INTRESS	0,911366	0,440015	2,071	0,0423	**
Mean dependent var	3,732830	S.D. dependent var		17,41876	
Sum squared resid	4967,120	S.E. of regression		8,675217	
R-squared	0,759253	Adjusted R-squared		0,751957	
F(2, 66)	56,02270	P-value(F)		5,99e-15	
Log-likelihood	-245,4456	Akaike criterion		496,8913	
Schwarz criterion	503,5936	Hannan-Quinn		499,5503	
rho	0,476913	Durbin-Watson		1,040185	

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 0,298039

with p-value = 0,861552

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 9,03047

with p-value = $P(F(4, 62) > 9,03047) = 8,18926e-06$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 9,98439

with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 9,98439) = 0,0756788$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: F(2, 64) = 2,81509

with p-value = $P(F(2, 64) > 2,81509) = 0,0673347$

Lisa 3. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Johannes Kändmaa

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose Kinnisvara hindu mõjutavad tegurid Tallinna korterelamu turu näitel,

mille juhendaja on Natalia Levenko,

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.

_____ (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 tähtjaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. jq 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.