

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Rahanduse ja majandusteooria instituut
Rahanduse ja panganduse õppetool

Matis Joab

TALLINNA BÜROOHOONETE ÜÜRIHINDADE MÕJURID

Bakalaureusetöö

Juhendaja: lektor Karin Jõeveer

Tallinn 2015

SISUKORD

ABSTRAKT	4
SISSEJUHATUS	5
1. VARASEMAD UURIMUSED	7
1.1. Üürihind	8
1.2. Büroo üürihindade võimalikud mõjurid	8
1.2.1. Hoone vanus	8
1.2.2. Hoone keskkonnasäästlikus	9
1.2.3. Asukoht	9
1.2.4. Hoone kõrgus ja korruste arv	10
1.2.5. Parkimine	11
1.2.6. Arhitektuur	11
1.2.7. Hoone mugavused	12
1.2.8. Suurus ja üürnike arv	12
2. TALLINNA BÜROOTURG	14
3. METOODIKA	19
3.1. Hedooniline regressioon	19
3.2. Sõltuv muutuja	21
3.3. Selgitavad muutujad	23
3.3.1. Hoone vanuse põhised muutujad	23
3.3.2. Hoone asukoha põhised muutujad	24

3.3.3. Ehitus-tehnilised muutujad.....	25
3.3.4. Lisakulud.....	26
3.3.5. Mugavusteenustega seotud muutujad.....	27
3.3.6. Mudelist välja jäetud potentsiaalsed mõjurid.....	27
3.4. Andmed.....	30
3.5. Valimi kirjeldav statistika.....	31
4. ANALÜÜSI TULEMUSED.....	33
4.1. Korrelatsioonikoefitsiendid.....	33
4.2. Esialgne mudel.....	34
4.3. Mudel 2.....	36
4.4. Tõlgendused.....	39
4.5. Hüpooteesid.....	40
4.6. Arutelu.....	41
KOKKUVÕTE.....	43
VIIDATUD ALLIKAD.....	45
SUMMARY.....	48
LISAD.....	50
Lisa 1. Läänemere regiooni bürooturgude mahud ja parimad tootlused, 2015.....	50
Lisa 2. EKFL asukoha klassifikatsiooni kaart.....	51
Lisa 3. Korrelatsioonimaatriks.....	52
Lisa 4. Regressioonanalüüs, Mudel 1.....	53
Lisa 5. Regressioonanalüüs, Mudel 3.....	54

ABSTRAKT

Käesoleva töö eesmärgiks oli koostada ökonomeetiline mudel mis selgitaks Tallinna büroohoonete keskmisi üürihindu ja saada seeläbi teada millised büroohoonete tunnused üürihindu mõjutavad. Identifitseeriti kuusteist büroohoonete objektiivselt mõõdetavat tunnust, mille puhul on samasisulised varasemad uuringud, teistes linnades, näidanud olulist mõju üürihinnale. Peale erinevate statistiliste testide läbiviimist jäeti kõrvale need tunnused, mis kogutud valimi puhul üürihinnale olulist mõju ei avaldanud.

Saavutati mudel mis selgitas ligikaudu 90% Tallinna büroohoonete keskmiste üürihindade hajumisest. Mudeli prognooside täpsus oli, 95,4% usaldusväärsusega, +/- 2,38 eurot ruutmeetri kohta. Tunnused millel leiti olevat statistiliselt oluline mõju büroohoonete keskmistele üürihindadele, olid järgnevad:

- vanus ehitusest või kõige hiljutisemast rekonstrueerimisest,
- asukoht Tallinna keskse äripiirkonnas (CBDs)
- kaugust Tallinna CBD geograafilisest keskpunktist,
- korruste arv,
- kas hoone oli ehitatud Nõukogude Liidu okupatsiooni aastatel (1945-1991),
- protsent mille võrra hoone netopind on üüritavast pinnast suurem.

Võtmesõnad: bürooturg, Tallinn, hedooniline regressioon, üürihindade modelleerimine, CBD

SISSEJUHATUS

Tallinna kinnisvaraturul oli 2015. aasta esimese kvartali seisuga kokku ligikaudu 620 000 m² modernset büroopinda ning teadaolevatel andmetel on järgneva kahe aasta jooksul lisandumas kuni 100 000 m² uut büroopinda (Neswsec 2015). Sellele vaatamata pole Tallinna bürooturu üürihinna mõjureid varem akadeemiliselt käsitletud.

Maailma mastaabis on büroopindade üüritasemete mõjurid ja dünaamika suhteliselt põhjalikult uuritud valdkond. Nagu käesoleva töö esimeses peatükis selgub, on Ameerika Ühendriikides, Lääne-Euroopa ja Aasia suurlinnade büroohonete turgusid erinevate metoodikatega ja erinevaid andmehulki kasutades korduvalt modelleeritud.

Samas on tõstatatud probleem, et perifeersemaid ja väiksemaid turgusid on vähe uuritud (Falkenbach jt 2014). Autorile teadaolevalt ei eksisteeri ühtegi sarnast uuringut Eesti ega Baltikumi kinnisvaraturgude kohta ega ühegi teise endiste Nõukogude Liidu vabariigi bürooturu kohta. Kui neid on, siis ei ole need leitavad eesti või inglise keeles.

Tallinnale lähedal asuvatest linnadest on büroopindade üürihindu modelleeritud Helsingis (Ibid). Kuid varasemad uuringud on näidanud, et suure keskmise sissetuleku ja toodetud lisandväärtuse vahega piirkondade bürooturu dünaamika ei ole alati võrreldav (Gardiner jt 1989).

Üürihindu mõjutavate tegurite mõistmine on ärikinnisvarasse investeerimise keskne küsimus. Ärikinnisvara investeeringu tootlus tuleneb üürimiselt saadavast rahavoost ja väärtuse muutusest. Samas võib rahavooinvesteeringu väärtuse muutust esitada funktsioonina praegusest ja eeldatavast tuleviku rahavoost. Seega võib väita, et ärikinnisvara investeeringu tootlus tuleneb üürist ja kinnisvara investori edu tuleneb võimest mõista jõude, mis mõjutavad üürihindade kujunemist turul (Ibid).

Deduktiivselt võib eeldada, et ärikinnisvara üürihindu mõjutavad tegurid erinevad sõltuvalt ärikinnisvara liigist ning kaubandus-, büroo-, tööstus- ja logistikapindade üürihindu mõjutavad erinevad tegurid. Sellest tulenevalt on üürihindade mõjurite leidmisel otstarbekas vaadelda ärikinnisvara erinevaid liike üksteisest lahus.

Käesoleva töö eesmärkideks on leida, millised büroohonete tunnused avaldavad olulist mõju nende keskmistele üürihindadele ning koostada ökonomeetriline mudel, mis selgitaks Tallinna büroohonete üürihindu. Toetudes varasematele uuringutele ja autori töökogemusele ärikinnisvara konsultandina Tallinnas, püstitatakse järgnevad hüpoteesid:

1. Büroohoone ehituse ja rekonstrueerimise aeg mõjutab keskmist üürihinda.
2. Büroohoone asukoht linna keskse äripiirkonna (CBD) suhtes mõjutab hoone keskmist üürihinda.
3. Büroohoone suurem korruste arv mõjutab positiivselt hoone keskmist üürihinda.
4. Kõrgemad büroo üürimisega seotud lisakulud mõjutavad negatiivselt büroohoone keskmist üürihinda.
5. Täiendavate mugavusteenuste pakkumine mõjutab positiivselt büroohoone keskmist üürihinda.

Vajalike andmete kogumiseks toetutakse järgnevatele: otsene vaatlus objektidel, kaudne vaatlus ja mõõdistus läbi interaktiivse kaardirakenduse (Google Maps), Ehitisregistri andmed ja büroohonete omanike hulgas läbiviidud küsitlus.

Töö on jagatud nelja peatükki. Esimeses peatükis antakse ülevaade varasematest uuringutest ning sellest, millised büroohonete üürihindu mõjutavaid tunnuseid on neis avastatud. Teises peatükis antakse ülevaade Tallinna büroohonete turu olukorrast käesoleva uuringu läbiviimise ajal. Kolmandas peatükis kirjeldatakse valitud mudeli vormi, metodoloogiat, valimit ning esialgsessemudelisse valitud muutujaid. Neljandas peatükis analüüsitakse saadud mudelit, eemaldatakse ebaolulised muutujad ja tõlgendatakse regressioonanalüüsi tulemusi.

1. VARASEMAD UURIMUSED

Büroopindade üürihindu mõjutavaid tegureid on teaduslikult uuritud vähemalt 1980ndate aastate algusest saadik (Clapp 1980). Varased uuringud keskendusid Los Angelesile (Ibid) ja Chicagole (Hough jt 1983; Brennan jt 1984). Hiljem on sarnaseid uurimusi läbi viidud ka muudes Ameerika Ühendriikide suurlinnades, näiteks Atlantas Bollingeri (1998), Bostonis Lane'i ja Vendelli poolt (1989) ning New Yorkis Shiltoni ja Zaccaria poolt (1994)

Lääne-Euroopa kinnisvaraturgusid (Dunse jt 2002, Gardiner jt 1989), aga ka näiteks Istanbuli (Ozus 2009; Pekdimir jt 2006) ja Hong Kongi (Hui jt 2005) bürooturgusid on erinevate meetodikatega ja erinevaid andmehulki kasutades modelleeritud ja uuritud.

Kõige levinum viis büroohonete üürihindade mõjurite analüüsimiseks, eelpool käsitletud kirjanduses, on hedooniline hinna määramise meetod, mille teoreetilise aluse rajas suuresti S. Rosen oma 1974. aasta märgilises artiklis. Hedoonilise meetodi puhul käsitletakse heterogeenseid tooteid kui kogumit nende heaolu mõjutavatest tunnustest (Ibid).

Juhul, kui need tunnused on objektiivselt mõõdetavad ja matemaatiliselt kirjeldatavad, on toote hinda võimalik tema tunnustega regresseerida ning saadud mudeli abil matemaatiliselt leida iga lisatava tunnuse mõju toote hinnale ja/või toote hinna tundlikkus (elastsus) muutustele toote mõne tunnuse mõõdetava väärtuse suhtes.

Büroohonete puhul võivad sellisteks tunnusteks olla näiteks asukohaga seotud tegurid (kaugus südalinnast, prestiižne asukoht jne), hoone kvalitatiivsed omadused (korruste arv, suurus, kvaliteediklass jne), kinnistuga seotud tegurid (parkimiskohtade arv) või hoones pakutavad teenused (restoran, spordiklubi, seminariruumi rent jne).

Järgnevates alajaotustes vaadeldakse, kuidas on varasemates uuringutes käsitletud büroohonete üürihindu ja milliseid büroohonete tunnuseid on kasutatud üürihinda selgitavate mõjuritena.

1.1. Üürihind

Varasemates ärikinnisvara üüri mõjurite ristanndmete uuringutes on võimalik eristada kahte erinevate lähenemist: sõltuva muutujana (Y_n) on kasutatud nii hoone keskmist üürihinda (Mills 1992; Bollinger jt 1998) kui ühiku, see tähendab konkreetse üürilepingu, põhise lähenemist (Brennan jt 1984; Fuerst 2013).

Üürilepingu põhise lähenemise eeliseks on võimalus selgitavate muutujatena mudelisse tuua ka lepinguga seotud parameetreid, näiteks lepingu pikkus, üüri indekseerimisklausli olemasolu ja indekseerimismäär, võimalik üürivabastus lepinguperioodi alguses, üürileandja tehtud investeeringud üüripinna üürniku vajadustele ja soovidele kohandamiseks jms. Üürilepinguga seotud parameetrite lisamine mudelisse on üldiselt tõstnud mudelite selgitusvõimet olulisel määral (Brennan jt 1984).

Samas tekib probleeme lepinguandmete kogumisel, kuivõrd ärikinnisvara üürilepingud sisaldavad tihti konfidentsiaalsusklausleid, mis on kohati oluliselt piiranud andmete kättesaadavust (Ibid)

Andmete kättesaadavus on aga probleemiks ka büroofoonete keskmisi üüritasemeid vaatlevatele uuringutele, mille tõttu on tihti kasutatud sõltuva muutujana *asking renti* (avalikud pakkumishinnad), mis aga ei pruugi alati vastata turu tegelikule üürihinna (Bollinger 1998, Pekdimir jt 2006, Shilton jt 1994).

1.2. Büroo üürihindade võimalikud mõjurid

1.2.1. Hoone vanus

Varasemates uuringutest on nii näiteid mudelitest, kus hoone vanus ei ole statistiliselt oluline muutuja (Brennan jt 1984; Mills 1992; Ozus 2009), kui ka näiteid, kus vanus on oluline üürihinna mõjur (Dunse jt 2002, Fuerst jt 2011). Soome eluaseme üürituru uuringus leiti, et kuigi hoone vanus omas üürihinna suhtes tugevat selgitusvõimet, siis oli mudelis vanus asendatav hoone tehnilisi parameetreid kirjeldavate muutujatega: kasutatud materjalid, jahutus- ja küttesüsteemid, liftid jne, millest järeldati, et oluline ei ole mitte niivõrd hoone vanus vaid hoone ehitustehniliste tunnuste kogum, mis on ajalooliselt varieerunud (Miettilä jt 2001).

1.2.2. Hoone keskkonnasäästlikus

Maailmas on süvenev trend keskkonnasäästlikkuse ja jätkusuutlikkuse hindamisele. Potentsiaalsed üürnikud võivad hinnata keskkonnasõbralikku büroohonet kõrgemalt turunduslikel põhjustel (aidates nii luua keskkonnasäästliku ettevõtte kuvandit) või ka tänu madalale kõrvalkulu tasemele, mis tulenevad näiteks hoone efektiivsemast soojusenergia ja elektri kasutusest. Deduktiivselt võiks eeldada, et üürnikud on valmis selliste hüvede eest üüripremiat maksma. Seda on kinnitanud ka varasemad uuringud.

2011. aastal Ameerika Ühendriikides läbi viidud laiaulatuslikus uuringus leiti, et erinevad vabatahtlikud "roheline" ehituse sertifikaadid mõjutavad positiivselt büroohonete üürihindu. Kõige suuremat hinnapremiat tähendati rahvusvaheliselt tunnustatud LEED (Leadership in Energy and Environmental Design) keskkonna- ja energiasäästliku ehituse sertifikaadi puhul. Uuringu tulemused näitasid, et LEED sertifikaadiga hoone puhul olid keskmised üürihinnad kuni viis protsenti kallimad, kui samade parameetritega, aga ilma ühegi keskkonnasäästlikkuse tunnustuse või sertifikaadiga hoonetel (Fuerst jt 2011).

2013. aastal Ühendkuningriikides läbi viidud uuringus modelleeriti energiamärgise võimalikku mõju büroohonete üürihindadele (Fuerst jt 2013). Energiamärgis on üle-Euroopaline hoone energiatõhususe indikaator, mis tuleneb Euroopa Liidu hoone energiatõhususe direktiivist (4.01.2003 redaktsioon) ja selle hilisemast täpsustusest (19.05.2010 redaktsioon). Leiti, et "hea", "väga hea" või "suurepärase" energiamärgisega (A kuni C) büroohonetes on üürihinnad oluliselt kõrgemad kui keskpärase (D) energiamärgistega hoonetes (Fuerst jt 2013).

Vastavalt EhSi (Ehitusseaduse) §3¹ sätestatule ja nimetatud paragrahvi alusel vastu võetud Vabariigi Valitsuse korraldusele (Loetelu... 2012), on Energiamärgis kohustuslik ka Eestis kõigile rohkem kui 500 ruutmeetrise kasuliku pinnaga büroohonetele. Energiamärgist väljendatakse tähestiku tähena, kus A näitab kõige kõrgemat energiatõhususe taset, B veidi madalamat taset jne, vahemikus on A kuni H.

1.2.3. Asukoht

Füüsiline asukoht on levinud arusaamade kohaselt üks kinnisvara nõudluse ja pakkumise olulisemaid mõjureid. Asukoha muutujate statistiliselt olulist mõju ja kõrget

selgitusvõimet büroopindade üürihinnaile on näidanud ka mitmed varasemad uuringud (Bollinger jt 1998, Brennan jt 1984, Mill 1992).

Samas on asukoha mõju spetsiifika erinenud sõltuvalt uuritud linnast. Näiteks on 80ndate aastate Chicagos (Brennan jt 1984) ja Bostonis (Lane jt 1989) leitud, et kaugus CBDst (*Central Business District* – linna keskne äripiirkond) keskpunktist või peatänavast/ristmikust on üks olulisemaid büroo üürihinna mõjuritest. Samas 90ndate aastate Atlantas ja 2000ndate aastate Istanbulist ei ole suudetud sarnaste näitajate olulisust või selgitusvõimet tõestada, kuid on leitud teisi tugevaid asukohapõhiseid mõjureid, näiteks kontoritöökohtade või niinimetatud “valgekraede” kontsentratsiooni piirkonnas (Bollinger jt 1994, Ozus 2006).

Asukoht CBDs võib väärindada büroohoonet läbi subjektiivse prestiiži, mille puhul võib *a priori* oodata, et büroohoone ihaldusväärsus langeb proportsionaalselt, mida kaugemal büroohoone asub linnasüdamest (Brennan jt 1984). Samas võib asukoht CBDs väärindada büroohoonet tänu CBDle omastele muudele faktoritele, näiteks büroohoonete kontsentratsiooni, lisateenuste kättesaadavuse või transpordi tsentraliseerituse kaudu. Sellisel juhul oleks *a priori* oodata, et CBDs asumine omab olulist positiivset mõju büroo üürhindadele, aga kaugus linnasüdamest enam teatud maalt mõju ei avalda. Suurenev kaugus CBDst võib pöörduda ka positiivseks mõjuriks, kui linna sees on ka teisi tõmbekeskuseid (Bollinger jt 1998, Dunse jt 2002).

1.2.4. Hoone kõrgus ja korruste arv

Kirjanduses võib leida näiteid sellest, kuidas hoone korruste arv mõjutab positiivselt hoone keskmist üürihinda (Fuerst jt 2011; Bollinger jt 1998) ja kus üürilepingu keskmine üürihind tõuseb, mida kõrgemal hoone üüritava pind asub (Brennan jt 1984). See on kooskõlas ka intuitiivse eeldusega, et kõrgema korruse ja sellega üldjuhul kaasneva parema vaate eest, on üürnikud valmis maksma üüripremiat.

Siinkohal on turuosalistele, eelkõige kinnisvaraarendajatele oluline, millisel määral korruste lisamine hoone keskmist üürihinda tõstab (piirtulu), kuivõrd hoonete ehitushind üüritava pinna ruutmeetri kohta (piirkulu) üldjuhul tõuseb korruste lisandumisel (Lane jt 1989).

Võttes arvesse, et hoone korruste keskmine kõrgus võib oluliselt varieeruda, siis eeldades, et korruste arvu seos büroohoone üürihinna tuleneb eelkõige parematest

vaadetest, võib hoone geomeetrilisel kõrgusel olla tugevam seos üürihinnaga kui korruste arvul. Tuleb arvestada ka, et mida suurem on hoone korruste keskmine kõrgus, seda rohkem on korrusel õhuruumi, mis võib avaldada üürihinnale nii positiivset (üürnikud eelistavad suuremat õhuruumi ja avarust) kui negatiivset mõju (mida rohkem õhuruumi kütta või jahutada vaja, seda suuremad on kõrvalkulud, *ceteris paribus*).

1.2.5. Parkimine

Kuivõrd kulu parkimisele on üks komponente ettevõtte kogukulust üüripinnale, võib eeldada, *ceteris paribus*, et üürnikud on nõus maksuma proportsionaalselt rohkem üüri, kui nad saavad oma parkimisvajadused odavamalt rahuldatud.

Samas on vähemalt ühes eelnevas uuringus leitud negatiivne seos parkimiskohtade arvu ning büroo üürihinna vahel, mida on seostatud kehvade parkimistingimustega muidu ihaldusväärsemates piirkondades, eelkõige CBDs (Lane jt 1989).

Lisaks parkimise kulule ja parkimiskohtade arvule, on parkimise puhul oluline ka mugavus. Atlantas läbiviidud uuringu leiti statistiliselt oluline positiivne seos üürihinna ja “kaetud parkimise” võimaluse vahel. Kaetud parkimine defineeriti kui olukord, kus vaadeldud büroohoonega on kas ühendatud parkimismaja või on hoones parkimisele mõeldud korrus või korrused. (Bollinger jt 1998)

1.2.6. Arhitektuur

Chicago ja Bostoni näidetel on varem üritatud hinnata ka hoonete arhitektuurse kvaliteedi mõju üürihindadele (Hough jt 1983; Lane jt 1989). Hough ja Kratzi Chicagos läbi viidud uurimuses kasutati büroohonete arhitektuurse kvaliteedi objektiivseks mõõtmiseks kahte binaarset muutujat, mis näitasid kas hoone on tunnustatud ehitismälestiseks või saanud arhitektuuripreemia (1983).

Leiti, et uued hooned, mis olid pärjatud Chicago Ameerika Arhitektide Instituudi arhitektuuripreemiaga saavutasid keskmiselt 22% kõrgemaid üürihindu, kui võrreldavad hooned, mida premeeritud ei olnud. Samas ei leitud statistiliselt olulist seost büroohoone ehitismälestiseks tunnistamise ja üürihinna vahel. Sellest järeldati, et silmapaistva uue arhitektuuri eest on üürnikud valmis preemiat maksuma, aga hoone ehitusajaloolise väärtuse eest ei ole üürnikud valmis peale maksuma. (Ibid.)

Lane'i ja Vandelli Bostonis läbi viidud uuringus kasutati arhitektuurilise kvaliteedi objektiivseks hindamiseks kohalike arhitektide hulgas läbiviidud küsitluse andmeid. Küsitluse tulemuste põhiselt jagati hooned viite kvintiili. Leiti, et liikumine ühest kvintiilist järgmisesse, kõrgema arhitektuurilise kvaliteediga hoonete kvintiili, tõstis üürihindu keskmiselt 5%. Kõige madalamas ja kõige kõrgemas kvintiilis asetsevate hoonete keskmise üüri erinevus oli keskmiselt 22%. (Lane jt 1989)

Samas näitasid eelpool kirjeldatud uuringu käigus läbiviidud küsitluse tulemused, et hoone arhitektuuriline kvaliteet, nii nagu küsitluses osalenud seda hindasid, korreleerus tugevalt hoone väliste parameetritega. Küsitluses osalenud hindasid kvaliteetseteks eelkõige hooneid, mille fassaadist moodustas väga suure osakaalu klaas ja mis olid suured ja kõrged ning seega kaugelt linnapildist nähtavad.

1.2.7. Hoone mugavused

Büroohonete üürihindu võivad mõjutada ka hoones pakutavad lisateenused, näiteks söökla või lõunarestorani olemasolu, võimalus üürida nõupidamis- või konverentsiruumi või majas asuv spordiklubi.

Varasemates uurimustes on kontrollitud ka lisateenuste võimalikku mõju büroohonete üürihindadele. Leiti kinnitust, et Atlantas oli konverentsiruumi üürimise võimalusel ja hoones asuval spordiklubil statistiliselt oluline positiivne mõju üürihinnale. Lõunarestorani olemasolu ja üürihindade vaheline seos kinnitust ei leidnud. (Bollinger jt 1998)

1.2.8. Suurus ja üürnike arv

Varasemad uuringud on näidanud, et suurtes, paljude üürnikega hoonetes on üürihinnad kõrgemad (Bollinger jt 1998, Wheaton 1994). Monoüürnikuga hooned ja hooned, kus suure enamuse üüripinnast võtab enda alla üks-kaks suurt üürniku, võivad olla madalama keskmise üürihinnaga. Tulenevalt suurte üürnike tugevamast läbirääkimise positsioonist.

Tugevam läbirääkimispositsioon tuleneb eelkõige üürileandja kõrgemast vakantsuse riskist suurüürniku lahkudes. Näiteks kui üürileandjal on ette teada, et 100 m² suuruse pinna üürnik ja 3000 m² suuruse pinna üürnik on hoonest lahkumas teatud arv kuude pärast, siis on

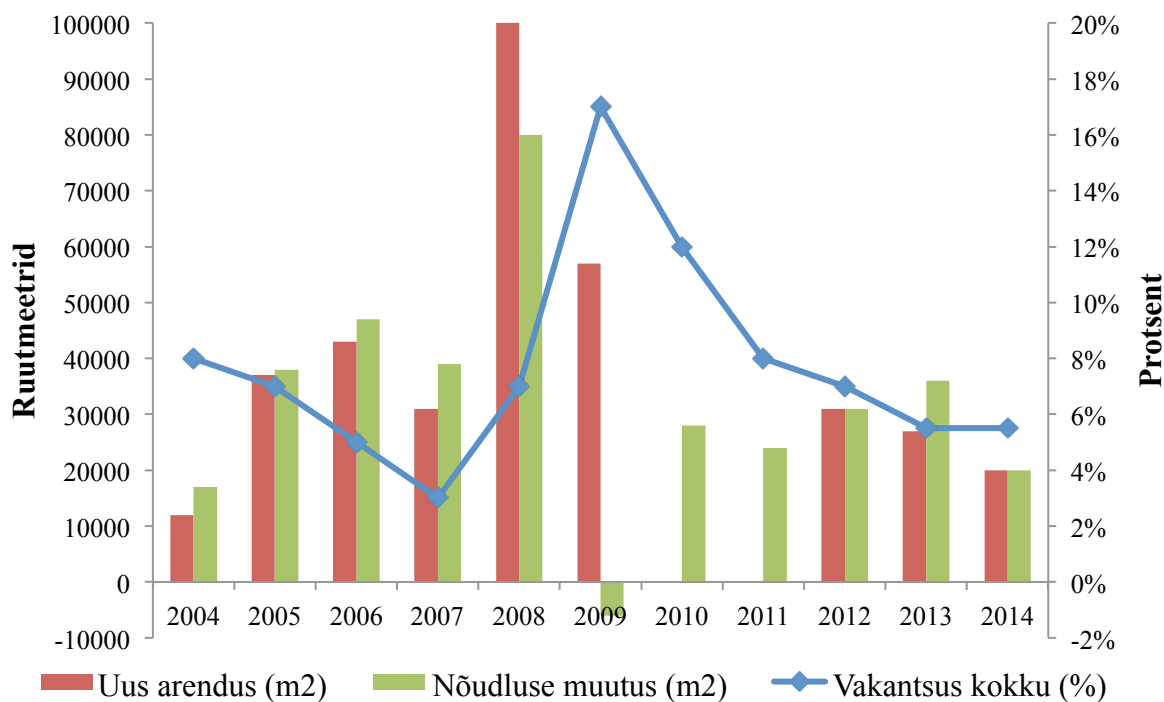
üürileandjal, *ceteris paribus*, tunduvalt suurem tõenäosus, et leida vabanemise ajaks 100 m² suurusele pinnale uus üürnik või (pinda jagades) uued üürnikud kui 3000 m² pinnale¹.

Ühtlasi on ka monoüürnikuga hoonetes ja hoonetes kus näiteks hoone terve korrus või mitu korrust on ühe üürniku käes, tavaliselt üüripinna kadu (see tähendab protsent hoone netopinnast, mis ei ole üüritav pind) oluliselt väiksem, kuivõrd korruse üürnikule on võimalik üüripinna hulka arvata ka kõik korruse koridorid ja liftihallid ning monoüürnikuga hoone puhul ka hoone vestibüül ja muud üldpinnad. See teeb suured üürnikud üürileandjatele ahvatlevamaks ning üürileandjate vahelise konkurentsi olukorras viib suurte üürnike keskmise üürihinna alla (Bollinger jt 1998).

¹ 90% Tallinna ettevõtetest on mikro- või väikefirmad, mis annavad tööd kuni 10nele inimesele. Ettevõtteid, millel on rohkem kui 250 töötajat, oli Tallinnas 2014. aasta seisuga 99, kusjuures selles numbris on esindatud ka tootmisettevõtted, mis suurt büroopinda ei vaja (Baltic...).

2. TALLINNA BÜROOTURG

Kontorituru maht Tallinnas käesoleva töö kirjutamise hetkel oli ligikaudu 620 000 – 630 000 m² ja järgmise kahe aasta jooksul on oodata kuni 100 000 m² uue pinna lisandumist (Baltic...; Catella...). See näitab uusarenduse mahu olulist kasvu võrreldes viimase viie aastaga, jäädes samas oluliselt alla 2008 aasta rekordtasemele (joonis 1).



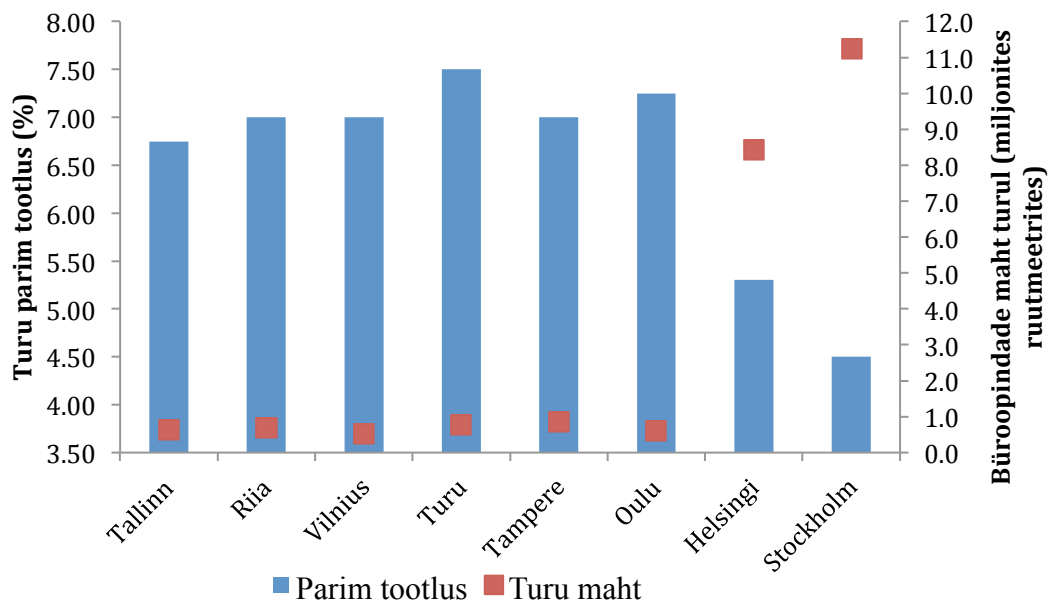
Joonis 1. Tallinna bürooturu mahu ja nõudluse muutus ning vakantsus, 2004-2014
Allikas: Baltic...

Büroohoonete vakantsus olid 2014 aasta lõpu ligikaudu 5%, olles A klassi² büroohoonete puhul 4% ja B klassi hoonete puhul 6% (Baltic...; Catella...). Selline paari protsendiline vahe A ja B klassi hoonete vakantsustes on viimase kümne aasta kontekstis

² Tallinna bürooturu jaoks on Eesti Kinnisvarafirmade liit (EKFL) välja töötanud büroohoonete kvaliteediklasside klassifikaatori, mis on lisatud käesolevale tööle lisana X.

pigem madal. Jooniselt 1 on näha, et viimase kümne aasta jooksul on terve turu keskmine vakantsus on varieerunud vahemikus 3% - 17%. Samal perioodil on A klassi hoonete vakantsus varieerunud 2,5% ja 8% vahel, B klassi hoonete puhul aga 3% ja 20% vahel (Baltic...).

*Prime office yield*³ (parimate büroohoonete turu oodatav tootlus) oli Tallinnas 2014 aasta lõpus 6,75% - 7% (Ibid; Ibid). See on samas suurusjärgus, kuid veidi madalama võrreldes teiste Baltikumi pealinnadega, kus parimad tootlused jäävad vahemikku 7% - 7.25% (Joonis 2).



Joonis 2. Bürooturgude mahud ja parimida tootlused Läänemere Regioonis
Allikas: Lisa 1.

Büroohoonete tootluse, nagu ka võlakirjade tootlused, näitavad turu hinnangut investeringu suhtelisele riskantsusele: mida riskantsem investering, seda kõrgemat tootlust investorid nõuavad, *ceteris paribus* (Kinnisvara hindamine 2008).

³ Ärikinnisvara tootluse protsent arvutatakse aasta NOI (Net Operating Income – puhas tegevustulu) baasilt. Valemiga $Y=NOI/P$ kus Y on yield (Tootlus) ja P on hind. NOI arvutamisel arvestatakse müügitulust maha kõik hoonega seotud kulud, kaasa arvatud kommunaal-, haldus- ja hoolduskulud (Kinnisvara hindamine 2008)

Tallinna parimate büroohonete tootlused on oluliselt suuremad kui näiteks Stockholmis, kus vastav näitaja on 4.5%, ja Helsingis, kus parim tootlus on 5.3%. See on ootuspärane, arvestades, et mainitud linnade büroopindade maht on magnituudi võrra suurem: Helsingis ligi 8.5 miljonit ruutmeetrit ja Stockholmis ligikaudu 11.2 miljonit ruutmeetrit modernset pinda (Catella..., Newsec...). Sellest tulenevalt on tegu tunduvalt likviidsemate turgudega. Tabel 1 näitab büroohonetega tehtud tehingute mahud eelpool mainitud turgudel.

Soome provintsilinnades, Turus, Oulus ja Tamperes, mille bürooturgude mahud on Tallinnaga võrreldavad, jäävad büroohonete tootlused vahemikku 7% - 7.5% vahele (Joonis 2).

Tabel 1. Büroohonetega tehingute mahud viimase kolme aasta jooksul, valitud pealinnades (miljonites eurodes).

	Tallinn	Riia	Vilnius	Helsingi	Stockholm
2012	41	9	5	1 278	2 751
2013	18	30	92	923	2 586
2014	39	41	128	894	5 696
Keskmine:	33	27	75	1032	3678

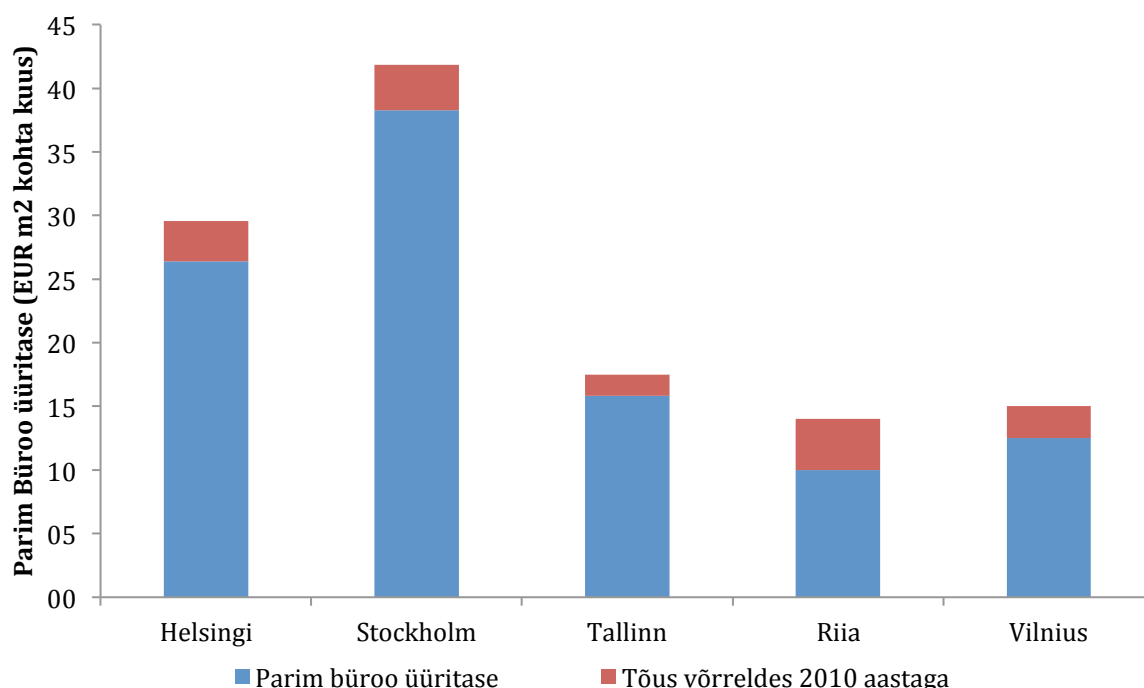
Allikas: Euroopa bürooturu ülevaade 2015 (BNP 2015)

Viimase aasta jooksul Baltikumi ja Skandinaaviamaade tootluste vahe vähenenud. Kõigi Balti riikides parimate büroohonete tootlused langenud ligikaudu 0,5% võrreldes 2014 algusega, samas kui Helsingis on vastav näitaja langenud 0,2% ning Stockholmis on parimate büroohonete tootlus olnud stabiilne, kuigi oluliselt (0,25% - 0,75%) on langenud äärelinnade ja muude perifeersemate asukohtade tootlused, vähendades linnasisest tootluste erinevust (Catella...).

A klassi büroohonete keskmine üürihind oli 2015 aasta I kartali seisuga 15,5 €/m², varieerudes hoonete lõikes vahemikus 13.5 €/m² – 17.5 €/m² (Catella...; Baltic...; BNP 2015). Sealjuures varieeruvad kontorite üürihinnad ka iga büroohoone sees sõltuvalt korrusest, vaatest, ruumikujust, lepingu pikkusest, investeringust jne.

Võrreldes Tallinna parimate büroopindade üürihindu (*prime office rent*) Vilniuse ja Riia omadega, on Tallinna hinnad vastavalt 3,5 ja 2,5 eurot ruutmeetri kohta kõrgemad

(joonis 3). Samas on nimetatud linnade parimad hinnad viimase 5 aasta jooksul oluliselt enam kasvanud (Ibid). Parimad üürihinnad Helsingis on, aga ligi 70% kõrgemad kui Tallinnas ja Stockholmi parimad bürood on ligikaudu 2,4 korda kallima üürihinnaga Tallinnaga võrreldes (Ibid).

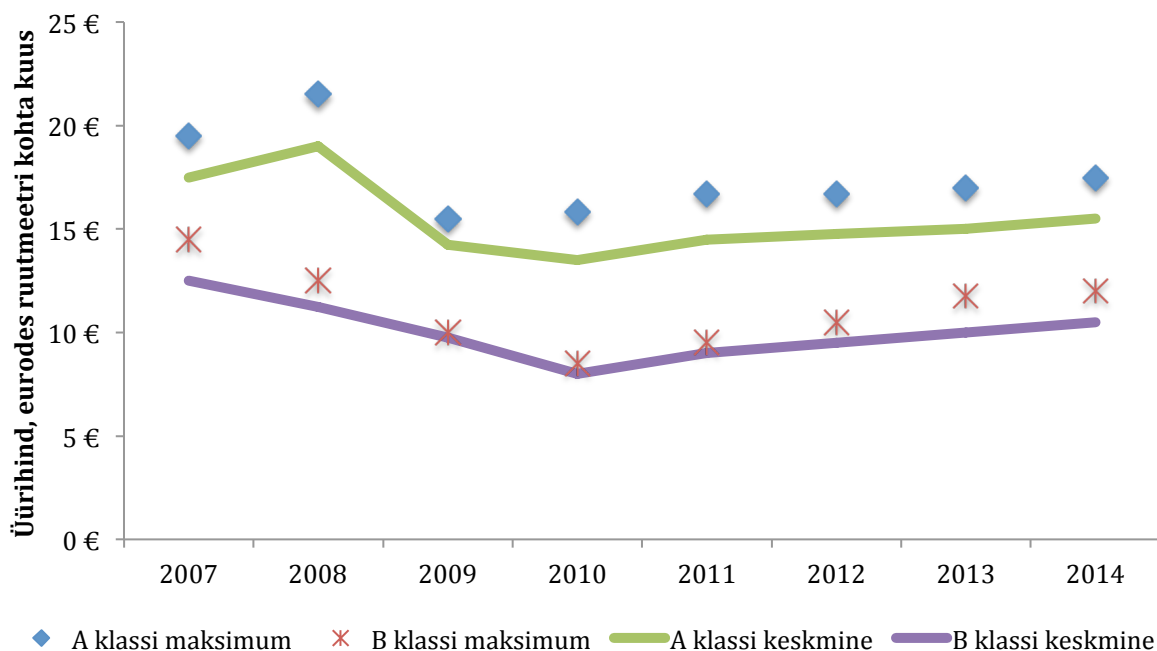


Joonis 3. Büroohoonete parimad üürihinnad 2015 I kvartali seisuga ja eelneva viie aasta summeritud juurdekasv, valitud linnades, eurodes ruutmeetri kohta kuus. Allikas: BNP 2015; BNP 2013

B klassi büroohoonete keskmiseks üürihinnaks oli 2015 I kvartalis 10,5 €/m² (Baltic...). Tallinna bürooturu üürihinnad ei ole keskmiselt ega ka erinevate bürooklasside lõikes taastunud 2007-2008 aastate tasemele (joonis 4).

Sealjuures on A klassi büroopindade üürihinnad 2008. aasta rekordtasemest oluliselt kaugemal kui B klassi büroopindade üürihinnad sama klassi 2007-2008 aasta keskmistele (Ibid). Selline tendents võib tuleneda asjaolust, et suur enamus 2008 aastast saadik valminud uusarendustest on A klassi hooned. A klassi büroohindade tipuga võrreldes on valminud

uusarenduste agregeeritud maht suurem kui 200 000 m² ehk üle poole 2008 aasta bürooturu kogumahust. See on oluliselt kasvatades konkurentsi A klassi hoonete segmendis (joonis 1)



Joonis 4. Tallinna büroohoonete parimad ja kaalutud keskmised üürihinnad, kvaliteediklasside lõikes, 2007-2014

Allikas: Baltic...

Põhjamaade juhtivad kinnisvarandustamis firmad, Newsec ja Catella, ei prognoosi olulist muutust Tallinna büroohoonete üürihindade ja müügitootluste osas järgneva paari aasta jooksul (Catella...; Baltic...). Töö autor näeb aga suure uusarenduste mahu ja madala majanduskasvu koosmõjust tulenevat riski büroosektorile. Samas pole põhjust karta sama suurt vakantsuste tõusu ja üüritasemete langust 2009. ja 2010. aastate kriisiga võrreldes.

3. METOODIKA

3.1. Hedoosiline regressioon

Tallinna büroopindade üürituru analüüsimiseks kasutatakse hedoonilist regressioonanalüüsi. Antud meetodi sisuks on toote hinna regresseerimine selle toote erinevate atribuutide ja tunnustega.

Lineaarse regressioonfunktsiooni üldine kuju on:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_n X_{ni} + \varepsilon_i \quad [1]$$

Kus β_0 on vabaliige, ehk sõltuva muutuja Y_i prognoositav väärtus, juhul kui kõik selgitavad muutujad võrduks 0-iga. β_n on regressioonikoefitsient, mis näitab kui palju mõjutab selgitav muutuja X_n ühikuline muutus sõltuvat muutujat Y_i , hoides kõiki teisi valemi komponendid samadena (Gujarati 1995). Kui X_n muutub z ühiku võrra, siis Y_i muutub $z \cdot \beta_n$ ühiku võrra (Ibid). ε_i on stohhastiline komponent, mis sisuliselt sümboliseerib seda varieeruvust sõltuvas muutujas, mida mudelisse lisatud selgitavad muutujad seletada ei suuda (Ibid).

Regressioonimudeli puhul on olulisemad statistilised näitajad mudeli kohandatud determinatsioonikordaja R^2 , mis näitab, kui suur protsent varieeruvusest sõltuvas muutujas Y , võib tuleneda kõigi selgitavate muutujate ühisest mõjust. Kuna matemaatiliselt saab determinatsioonikordaja ainult kasvada või samaks jääda selgitavate muutujate lisandudes, olenemata, kas need ka tegelikult statistiliselt olulised on, siis kasutatakse käesolevas töös mudeli selgitusvõime hindamiseks kohandatud determinatsioonikordajat *Adjusted R²*, mis võtab arvesse ka selgitavate muutujate arvu võrrandis (Ibid).

Mudeli, kui terviku statistilist olulisust testitakse käesolevas töös F testi abil. ANOVA (*Analysis of Variance* – Dispersioonianalüüsi) tabelist arvutatud F-statistikut võrreldakse vaadeldava mudeli vabadusastmete arvule vastavate F-kriitiliste väärtustega.

Regressioonikoefitsientide statistilist olulisust ehk nullhüpoteesi, mille järgi testitav koefitsient võrdub 0-iga⁴, testitakse t-testiga. Testi läbiviimiseks arvutatakse esmalt T-statistik, kasutades järgnevat valemit:

$$t - stat_i = \beta_i / \sigma_i \quad [2]$$

kus on β_i regressioonikoefitsient ja σ_i on vastava koefitsendi standardviga. Saadud statistikut võrreldakse mudeli vabadusastmete arvule ja valitud olulisuse nivoole vastava t-kriitilise väärtustega. Kui koefitsendi arvatud t-statistik on absoluutväärtuses suurem t-kriitilisest väärtusest, siis ei ole võimalik nullhüpoteesi vastu võtta. Täiendava informatsiooni huvides tuuakse mudelis välja ka koefitsientide p-väärtused, mis näitavad, kui suur on tõenäosus, et lükatakse tagasi tõene nullhüpotees koefitsiendi statistilise olulisuse kohta.

Hedoonilise regressioonimudeli puhul näitavad regressioonikoefitsiendid toote tunnuste kaudseid hindu ehk nende piirtulu (Rosen 1974).

Regressioonikoefitsientide arutamiseks kasutatakse vähimruutude meetodit. See tähendab, et leitakse regressioonifunktsioon (lineaarse mudeli puhul on selle funktsiooni kuju lineaarne ehk geomeetriselt sirge joon) mille puhul on jääkliikmete ruutude summa ($\sum u_i^2$) minimaalne. Jääkliige⁵ \hat{u}_i on valimi tegeliku vaatlustulemuse \hat{Y}_i ja mudeli eeldatava väärtuse Y_i (ehk regressioonifunktsiooni) vahe (Gujarati 1995). Jääkliikme ja regressioonifunktsiooni seost demonstreerib valem 2.

$$\hat{u}_i = Y_i - \hat{Y}_i = Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_{1i} + \dots + \hat{\beta}_n X_{ni} \quad [3]$$

Üheks vähimruutude meetodi eelduseks lineaarse regressiooni puhul on, et jääkliikmete keskvärtus võrdub nulliga. Vähimruutude meetodi usaldusväärsuse ja efektiivsuse eeldusteks on ka homoskedastiivus, tugeva multikollineaarsuse puudumine (Ibid).

Homoskedastiivsus tähendab, et jääkliikmete dispersioon (hajuvus) on konstantne ehk $\sigma = \sigma_i$ kõigi i-väärtuste puhul (Ibid). Juhul kui $\sigma \neq \sigma_i$ on mudeli andmed heteroskedastiivsed (Ibid). Kui heteroskedastiivsete andmete puhul kasutatakse vähimruutude meetodit, siis ei ole tavaliselt statistilise olulisuse testide (t-test ja F-test) tulemused enam usaldusväärsed ja seega võidakse mudeli tõlgendamisel ekslikult vastu võtta mittetõene hüpotees või tõene hüpotees ekslikult tagasi lükata (Ibid).

⁴ Kui koefitsient võrdub nulliga, siis vaadeldav selgitav muutuja sõltuvat muutujat ei mõjuta.

⁵ Stohhastiline komponent ε_i näitab kogupopulatsiooni ja tegeliku regressioonifunktsiooni vahet, samas kui jääkliige u_i näitab valimi ja sellele sobitatud regressioonifunktsiooni vahet.

Homoskedastiivuse testimiseks kasutatakse käesolevas töös White'i testi. Nimetatud testi puhul on nullhüpoteesiks mudeli homoskedastiivsus. Vaadeldava valimi vabadusastete arvu puhul on võimalik H_0 95% usaldusnivoo juures tagasi lükata juhul, kui White'i statistik võrdub või on suurem kui 12,5916 ja 90% usaldusnivoo juures kui statistik on suurem/võrdne kui 10,6446.

Multikollineaarsus mudelis raskendab regressioonikoefitsientide tõlgendamist, kuna suurendab koefitsientide standardvigu. Ühtlasi võib multikollineaarsus vähendada koefitsientide t -statistiku väärtust ja suurendada p -väärtust, mille tulemusena võidakse leida, et selgitavad muutujad, mis tegelikult tugevalt sõltuvat muutujat mõjutavad, ei ole mudelis statistiliselt olulised.

Üks esmaseid indikatsioone, et mudelis võib olla multikollineaarsus, ongi olukord, kus determinatsioonikordaja R^2 väärtus on kõrge ja mudel tervikuna on statistiliselt oluline (F-statistik ületab F-kriitilist väärtust valitud usalduspiirides), aga kõik või paljud individuaalsed regressioonikoefitsiendid ei ole statistiliselt olulised.

Täiendavaks multikollineaarsuse kontrolliks arvutatakse kõigi muutujate VIF (*Variance Inflation Factor* - dispersiooni inflatsiooni faktor), mille ruutjuur näitab, kui palju on muutujate standardvead multikollineaarsuse tõttu suurenenud (Greene 2003).

Erinevate kujudega ja muutujate arvuga mudelite võrdlemisel vaadeldaks Akaike ja Schwartzi informatsioonikriteeriumeid, mis kujutavad endast kompromissi mudeli lihtsuse ja selgitusvõime vahel. Eelistatakse mudelit, mille puhul mõlemad näitajad on madalamad (Ibid).

Arvutused on läbi viidud kasutades *Microsoft Exceli* statistikapaketti *Data Analysis* ja statistikapaketti *Eviews 7*.

3.2. Sõltuv muutuja

Tööd kavandades kaaluti, kas vaatluse alla võtta konkreetsete kontoripindade lepingujärgsed üürihinnad või hoonete keskmine üürihind. Kuna Eesti bürooturul on suur enamus büroohonetest ühe omanikuga ning korteromanditeks või kaasomanditeks jagamata, siis on büroohonete arendajatele ja neisse investeerijate seisukohast hoone keskmine üürihind relevantsem ja olulisem näitaja kui mõne hoone teatud osa üürihind.

Eraldi kontoripindade üürihinnad on olulisemad potentsiaalsetele üürnikele. Samas ei ole tõenäoline, et paljud üürnikud on huvitatud üürihindade mõjurite teaduslikust käsitlest, kuivõrd nad saavad väikeste kuludega igal ajamomendil veenduda, mis on neid huvitavate parameetritega pindade hinnad turul. Üürnikud lähtuvad oma üüriotsustes eelkõige turul pakutavatest võimalustest, hindadest ja oma vajadustest ning ei saa turul pakutavaid tooteid (hooneid ja pindasid) ja nende tunnuste kogumeid otseselt mõjutada.

Teisalt on kinnisvara arendajad, investorid ja finantseerijad tihti otsuse ees, kas mingi arendusprojektiga edasi minna või mitte. Sealjuures on juba enne arendus (ehituse) otsuse vastuvõtmist teada paljud tulevase hoone parameetrid. Tulenevalt planeerimisseadusest (PlanS) ja Tallinna linna ehitusmäärusest on kõigi Tallinnas ehitatavate büroohonete puhul detailplaneeringus ette nähtud hoone maksimaalne kõrgus, -suurus, -korruste arv ja minimaalne kohustuslik parkimiskohtade arv kinnistul. Loomulikult, kui vaadeldakse teatud kinnistut, siis on paigas ka asukoha parameetrid.

Kõik see on teada enne, kui konkreetse arenduse ehitusprojekti üldse koostama hakatakse. Ehitusprojekti valmimisel on teada või usaldusväärset prognoositav hoone tulevased kõrvalkulud ja energiasäästlikus, arhitektuurne lahendus, kasutatavad materjalid, lõplik parkimiskohtade arv, üüritava pinna suurus ning üüritava ja netopinna suhe.

Peale ehitusprojekti koostamist on kinnisvaraarendajal võimalik läbi viia ehitushange ja suhteliselt täpselt teada saada hoone ehitamise hind (kuigi alati on risk, et ehitus kujuneb kallimaks). Teades selleks staadiumiks arendusprojektiga lõpuni minemise kulu (ehitushinda) on õige otsuse vastuvõtmiseks kriitilise tähtsusega võimalikult täpselt prognoosida projekti tulu, mille peamiseks determinandiks on tulevane üürihind. Hedooniline regressioonimudel, mis aitaks tulevase hoone enne ehitust teada olevatele parameetrite baasilt prognoosida tulevast üürihinda oleks seega suur praktiline väärtus.

Lisaks mudeli potentsiaalsele prognoosivõimele võib arendusprojekti planeerimise ja projekteerimise etapis märkimisväärne praktiline kasu olla ka täpsetest regressiooni-koefitsientidest ehk hoone tunnuste piirtuludest. Kui kavandavale hoonele teatud positiivse tunnuse lisamise piirkulu (ehitushind) ja tunnuse enda piirtulu on prognoositavad, siis on läbi lihtsa optimeerimisülesande võimalik leida tunnuste kogum, mis antud detailplaneeringu piirides maksimeerib arendusprojekti kasumlikkuse.

Töö praktilise väärtuse huvides kasutatakse käesolevas töös sõltuva muutujana individuaalsete büroohonete keskmist üürihinda ruutmeetri kohta.

3.3. Selgitavad muutujad

Selgitavate muutujate valikul lähtus autor nii oma enda eksperthinnangust, kui varasematest büroo üürihinna mõjurite uuringutest teistel turgudel. Vaatluse alla võetakse esialgu lai valik erinevaid võimalikke mõjureid, kokku 16. Käesolevas töös käsitletavaid selgitavaid muutujaid on võimalik jagada viite gruppi: hoone vanusepõhised muutujad, asukohapõhised muutujad, hoone ehitus-tehnilised muutujad, üüripinna lisakulude muutujad ja hoone mugavusteenustega seotud muutujad. Alapeatüki lõpus grupeeritakse kõik muutujad ülevaatlikkuse eesmärgil tabelisse 2.

3.3.1. Hoone vanuse põhised muutujad

A priori võib Tallinnas eeldada suhteliselt tugevat hoone vanuse mõju üürihinnale, eelkõige ajaloolistel põhjustel. Autor eeldab oma praktilise kogemuse baasilt, et nõukogude ajal ehitatud hoonete keskmised üürihinnad on oluliselt madalamad kui hiljem või varem ehitatud hoonete puhul ning see efekt on tugevama selgitusvõimega kui lihtsalt vanus aastates (1980ndate aastatel ehitatud hoone üürihinnad, *ceteris paribus*, sarnanevad rohkem 1960ndatel ehitatud hoonega kui 1990ndatel või 2000ndatel ehitatud hoonega). Selle eelduse testimiseks kasutatakse järgnevates peatükkides fiktiivset muutujat X_1 mille väärtus $X_1=1$, kui hoone on ehitatud vahemikus 1945-1991 ja kõigil muudel juhtudel $X_1=0$

Samas on levinud vanemate büroohonete rekonstrueerimine⁶, mille puhul ehitatakse hoone väliselt ja enamasti ka sisemiselt olulisel määral ümber. Tihti sarnanevad rekonstrueeritud hooned nii väliselt kui siseselt rohkem rekonstrueerimise perioodi uusehitustega kui algse hoonega.

Autori hinnangul on rekonstrueeritud büroohonete puhul aastate arv, mis on möödunud nende kõige hilisemast rekonstrueerimisest, olulisem üürihinna mõjur kui aastate arv, mis on möödunud nende hoonete esmasest ehitusest. Vastasel juhul peaksid Vanalinnas asuvad ärihooned olema selgelt Tallinna kõige odavamad, mis ei ühti tegelikkusega. Eelpool toodud hinnangu testimiseks võrreldakse muutujat X_2 , milles sisuks on aastate arv, mis on

⁶ EhS-i paragrahv 8 järgi on rekonstrueerimine ehitise piirdekonstruktsioonide muutmine ning kande- ja jäigastavate konstruktsioonide muutmine ja asendamine.

möödunud⁷ hoone esmaehitusest, ja muutujat X_3 , mille sisuks on aastate arv, mis on möödunud⁶, kas hoonete esmaehitusest või kõige hiljutisemast rekonstrueerimisest.

Samas seavad rekonstrueeritava hoone algne kuju ja konstruktsioonilised eripärad rekonstrueerimisel teatavad piirangud saavutatavale arhitektuurilisele ja tehnilisele lahendusele, mida uusehitise puhul ei ole. Ka ei pruugi olla rekonstrueerimisega võimalik vabaneda “nõukogude aegse” hoone võimalikust negatiivsest mainest. Seega püstitab võivad muutujad X_1 ja X_2 või X_3 olla samaaegselt statistiliselt olulised keskmist üürihinna selgitavad tunnused.

3.3.2. Hoone asukoha põhised muutujad

Tuginedes varasemate uuringute tulemustel ja oma praktilisele kogemusele, eeldab autor *a priori*, et mida lähemal on büroohoone südalinnale, seda kõrgemad on hoone üürihinnad, *ceteris paribus*. Sealjuures paljud ettevõtted, kes soovivad asetseda CBDs, välistavad kõik asukohad, mis nimetatud piirkonnas ei asu, isegi kui need jäävad CBDst vähem kui kilomeetri kaugusele. Sellest võib tekkida piirkondlik defitsiit⁸, mis võib omakorda põhjustada tunduvalt suurema hinnaerinevuse kahe teoreetilise hoone vahel, mis asuvad CBD piiri lähedal (üks väljaspool, teine seespool) võrreldes olukorraga, kui samad hooned asuksid üksteisest sama kaugel, aga mõlemad väljaspool CBDd.

Nende võimalike mõjude kirjeldamiseks tuuakse mudelisse binaarne muutuja X_4 , kus $X_4=1$, kui hoone asub CBDs ning $X_4=0$ kõigil muudel juhtudel ning numbriline muutuja X_5 , mille sisuks on kaugus CBD südamest kilomeetrites.

Muutuja X_5 puhul ei arvestata mitte kaugust linnulennult vaid liikudes mööda autoga läbitavaid tänavaid, ümardatud 100m täpsusega. Tallinna CBDd käsitletakse kui geograafilist piirkonda, mis on piiritletud Liivalaia tänava, Pärnu maantee, Roosikrantsi tänava, Vabaduse väljaku, Pärnu maantee, Mere puiestee, Ahtri-, Jõe- ja Pronksi tänava poolt. Antud piirkond on valitud toetudes autori praktilisele kogemusele, aga ühtib ka Eesti Kinnisvarafirmade Liidu poolt defineeritud A klassi asukoha klassifikatsiooniga (Büroohoonete...). Selguse mõttes on piirkond välja toodud ka kaardil mis on käesoleva töö Lisas 2.

⁷ 2015 aasta seisuga

⁸ Arvestades, et suhteliselt väikses ja tiheda hoonestusega CBDs on arenduspotentsiaali (ja seega võimalus turule tuua täiendavat uut pakkumist) oluliselt piiratud kui linnas tervikuna.

Käesoleva töö kontekstis loetakse CBDsse kuuluvateks kõiki hooneid, mis asuvad CBD piiriks olevatel tänavatel, CBD poolt vaadates üle tee. CBD südameks võetakse Islandi Väljak, mis on eelpool mainitud ala umbkaudseks geograafiliseks keskpunktiks.

Intuiitiivselt võib aimata, et tervikliku kontseptsiooniga bürooklastritel on suurem positiivne mõju büroo üüritasemel kui juhuslikult büroohonete kontsentratsioonil. Tallinnas on eristatav kaks piirkonda, kus arendatakse terviklikke büroolinnakuid, kus arendajad panustavad oluliselt, sealhulgas ka rahaliselt, hoonete vahelise keskkonna arendamisele ja laialdase hulga lisateenuste pakkumisele:

- a) Ülemiste City büroolinnak Lasnamäe serval, mis on *joint venture* Eesti ettevõtte AS Mainori ja Soome börsiettevõtte Technopolise Oyj vahel.
- b) Mustamäel asuv Teaduspark Tehnopol, mida veab Tallinna Tehnikaülikooli, Tallinna linna ja Eesti riigi poolt asutatud sihtasutus, mis on hoonestusõiguse korras kaasanud ka mitmeid erakapitalil baseeruvaid kinnisvara arendajaid nagu AS YIT Ehitus, Astlanda Ehitus OÜ ja AS Arealis.

Paraku ei olnud Ülemiste City nõus käesoleva uuringu tarbeks jagama infot oma hoonete üüritasemete kohta, viidates börsisaladusele. Teaduspark Tehnopoly kohta õnnestus enamuste hoonete andmed saada. Tuvastamaks klatri võimalikku mõju üürihinnale tekitatakse fiktiivne muutuja X_6 , mille väärtus on $X_6 = 1$, juhul kui hoone on osa Teaduspargi Tehnopol klassist ja kõigil muudel juhtudel $X_6 = 0$.

3.3.3. Ehitus-tehnilised muutujad

Analüüsima korruste arvu võimalikku mõju üürihinnale testitakse muutujat X_7 , mille sisuks on hoone maapealsete korruste arv. Varasemates uuringutes on hoone korruste arv selgitava muutujana olnud küll statistiliselt oluline, kuid samas multikollineaarne hoone suurusega (Shilton jt 1994). Sellest tulenevalt kontrollitakse neljandas peatükis, kas valimis esineb tugevat korrelatsiooni korruste arvu ja hoone suuruse vahel.

Hindamaks üürileandjate suurüürnike eelistamise ja suurüürnike võimaliku tugevama läbirääkimispositsiooni mõju üürihinnale, võetakse selgitavate muutujatena mudelisse muutujat X_8 , mille sisuks on hoone GLA (*Gross Leasable Area* – Hoone üüritav pind) ruutmeetrites ja muutuja X_9 , mille sisuks on üürnike arv hoones. Viimases arvestatakse ainult üürilepingu sõlminud üürnike arvu. On tavaline, et ühele üüripinnale on sisse kirjutatud mitu juriidilist isikut, kuna ettevõtte on valinud oma erinevad osakonnad või investeeringu

registreerida erinevate juriidiliste isikutena. Käesoleva uurimistöo seisukohast ei ole aga oluline, kas üks läbirääkimiste osapool esindab üürilepingu läbirääkimistel ühte või kümnet juriidilist isikut, vaid kui suurt pinda need juriidilised isikud selle üürilepingu järgi üürile võtavad.

Käesolevas töös vaadeldakse ka hoone pinnakasutuse efektiivsuse mõju keskmisele üürihinna, tuues mudelisse muutuja X_{10} , milles sisuks on hoone üüritava pinna kadu ehk protsent mille võrra hoone GLA on väiksem hoone ehitisregistri järgest netopinnast. Kuigi suurem üüritava pinna kadu on, *ceteris paribus*, hoone kogurahavoole negatiivne, siis keskmisele üürihinna võib see positiivset mõju avaldada. Seda eelkõige juhtudel, kus suur kadu kirjeldab olukordi, kus hoonel on uhke suur ja esinduslik aatrium ja fuajee või kus kadu tuleneb üüritava pinna suuremast efektiivsusest üürniku poolt vaadates (koridorid, nõupidamisruumid, tualetid jne on osa hoone üldpinnast ja mitte otseselt üüritavast pinnast.

3.3.4. Lisakulud

Oma igapäevases töös ärikinnisvara valdkonnas on autor täheldanud, et paljudele ettevõtetele on objekti parkimistingimused üüripinna valikul määravaks. Tihti seavad üüripinna otsijad juba otsingu alguses üheks kriteeriumiks, et peab olema tasuta parkimise võimalus.

Kuigi parkimise hind ja parkimiskohtade arv võivad omada üürihinna suurt mõju, siis ei õnnestunud neid objektiivselt mõõta, kuivõrd paljud majade puhul pargib suur osa üürnikest lähedal asuvates parklates või tänavatel ning büroohoonete omanikel üldjuhul puudub sellest selge ülevaade. Empiirilisel oli võimalik teada saada vaid seda, kas antud hoone üürnikele on parkimine tasuta või mitte. Seega vaadeldaksegi muutuja X_{11} , mõju üürihinna: $X_{11}=1$, kui hoone üürnikele on parkimine tasuta, ja kõigil muudel juhtudel $X_{11}=0$

Kõrvalkulu kohta on võlaõigusseaduse (VÕS) paragrahvis 292, lõikes 1 sätestatud järgnev:

(1) Lisaks üüri maksmisele peab üürnik kandma muid üüritud asjaga seotud kulusid (kõrvalkulud) üksnes juhul, kui selles on kokku lepitud. Kõrvalkuludeks on tasu üürileandja või kolmanda isiku teenuste ja tegude eest, mis on seotud asja kasutamisega.

Selliste kulude üks suuremaid komponente Eestis on kulud soojusenergiale, mistõttu hoonete kõrvalkulu tase üldjuhul tugevalt sesoonne. Olulist varieeruvust võib esineda ka sama hoone erinevate üürnike lõikes, tulenevalt nii tehnoloogilistest erinevustest (erineva

elektritarbimisega arvutid, ettevõttel on server oma pinnal või mitte jne) kui äripinna suuruse ja kasutamise intensiivsuse tõttu. Kõrvalkulud võrreldavuse huvides vaadeldakse käesoleva töö kontekstis hoone aastakeskmist taset ruutmeetri kohta. Selleks, et kõrvalkulu muutuja oleks lihtsamini tõlgendatav ja sõltuva muutujaga kergemini võrreldavad jagatakse aasta kõrvalkulud 12-ga. Mudelisse lisatakse muutuja X_{12} sisuks on seega hoone aastakeskmised kõrvalkulu tase ruutmeetri kohta.

Kõrvalkulu ja kulu parkimisele on olulised osad ettevõtte kogukulust üüripinnale. Seega on muutuja X_{11} ja X_{12} puhul tugev *a priori* eeldus, et nende mõju keskmisele üürihinnale peaks olema negatiivne, kuivõrd puuduvad loogilised põhjendused, miks üürnikud peaksid olema valmis maksma kõrgemat üüri, selleks et ka muud üüripinnaga seotud kulud oleksid kõrgemad. Sellele tuginevalt võib eeldada, et muutujad X_{11} ja X_{12} omavad negatiivset mõju üürihinnale.

Samas on mõned eelnevad uurimused tuvastanud näiteks negatiivse statistilise seose tasuta parkimise ja üürihindade vahel, mis võib tuleneda heade parkimisingimuste ja CBD läheduse tugevast negatiivses korrelatsioonist (Lane jt 1989).

3.3.5. Mugavusteenustega seotud muutujad

Vaatlemaks hoone mugavusteenuste võimalikku mõju keskmisele üürihinnale, testitakse mudelis järgnevaid binaarseid muutujaid:

1. X_{13} , mille puhul $X_{13}=1$, kui hoonega on ühendatud parkimismaja või maa-alune parkla, ja kõigil muudel juhtudel $X_{13}=0$.
2. X_{14} , mille puhul $X_{14}=1$, kui hoones on võimalik tunnihinna alusel nõupidamis- või konverentsiruumi üürida, ja kõigil muudel juhtudel $X_{14}=0$
3. X_{15} , mille puhul $X_{15}=1$, kui hoones asub lõunarestoran, ja kõigil muudel juhtudel $X_{15}=0$

3.3.6. Mudelist välja jäetud potentsiaalsed mõjurid

Kuigi eelnevad uuringud on näidanud hoone keskmisest parema energiamärgise ja hoonele omistatavaid muude keskkonnasäästlikust tunnustavate sertifikaatide positiivset mõju üürihinnale, siis käesolevas töös energiamärgist ega LEED sertifikaati muutujana sisse ei tooda, tulenevalt andmete vähesusele.

Vaatamata energiamärgise arvutamise kohustusele kõigi rohkem kui 500 ruutmeetriste büroohoonete puhul, ei olnud energiamärgist ehitisregistris registreeritud koguni 66%-l valimi hoonetest. Valimis olnud energiamärgisega hoonetest (mida oli kokku 11), aga ei piisa statistiliselt hindamaks energiamärgise võimalikku mõju üürihinnalet. LEED sertifikaat oli väljastatud kõigest ühele valimis olnud hoonele, mis on ka autorile teadaolevalt 2015. aasta mai seisuga ainus Tallinna hoone millele LEED sertifikaati omistatud on.

Samas taotlevad nimetatud sertifikaati veel 3 käesoleva töö kirjutamise ajal ehitusjärgus olevat hoonet. Ühtlasi karmistab 2015. aasta 1. juulil jõustuv ehitisseadustik oluliselt hoonete energiamärgisega seotud nõudeid ning kõigil käesoleva töö valimis olnud hoonetest, mis on ehitatud 2009 või hiljem, on ka energiamärgis olemas. Seega võib energiamärgise ja keskkonnasertifikaatide mõju juurde tagasi tulla mõnes tulevases teadustöös, kus on kasutada suurem valim vastavate tunnustega hoonetest.

Autoril ei olnud võimalik aja puudusel objektiivselt hinnata hoone arhitektuurse kvaliteeti. Tulevased Tallinna bürooturu uuringutes võib seda proovida läbi turuosaliste seas läbiviidud küsitluse.

Arhitektuurilise kvaliteedi üheks võimalikuks objektiivseks näitajaks võib olla hoone fassaadimaterjal. Varasemad uuringud on näidanud korrelatsiooni ekspertide poolt antud kõrgete arhitektuurse kvaliteedi hinnete ja klaasfassaadi vahel (Lane 1989). Sellest tulenevalt testitakse, hoone arhitektuurse kvaliteedi ühe võimaliku asendajana mudelis binaarset muutujat X_{16} , mille väärtus $X_{16}=1$ kui hoonel on klaasfassaad ja $X_{16}=0$ kõigil teistel juhtudel.

Tabel 2. Mudeli muutujad, nende selgitused, allikas ja tüüp

Muutuja kood	Selgitus	Allikas	Tüüp
Y (Üür)	Hoone keskmine üürihind kuus, eurodes ruutmeetri kohta	Küsitlus	Numbriline
X ₁ (NSVL)	Hoone on ehitatud perioodil 1945-1991	Ehitisregister	Binaarne tunnus
X ₂ (Vanus I)	Hoone vanus esmaehitusest aastates.	Ehitisregister	Numbriline
X ₃ (Vanus II)	Hoone vanus esmaehitusest või kõige hiljutisemast rekonstrueerimisest	Ehitisregister	Numbriline
X ₄ (CBD)	X ₄ =1, kui Hoone asetseb CBDs	Vaatlus (Google maps)	Binaarne tunnus
X ₅ (Cntr km)	Kaugus CBD keskpunktis kilomeetrites, ümardatud esimese komakohani	Vaatlus (Google maps)	Numbriline
X ₆ (Tehnopol)	Hoone asetseb Teaduspargis Tehnopol	Küsitlus	Binaarne tunnus
X ₇ (Korrus)	Hoone maapealsete korruste arv	Ehitisregister	Numbriline
X ₈ (GLA)	Hoone üüritav pind (m ²)	Küsitlus	Numbriline
X ₉ (Üörn)	Üürnike arv hoones	Küsitlus	Numbriline
X ₁₀ (Kadu)	Protsent mille võrra hoone netopind on suurem kui üüritav pind	Autori arvutus / Ehitisregister / Küsitlus	Numbriline
X ₁₁ (P tasu)	X ₁₁ = 1 kui hoone üürnikele on parkimine tasuline	Küsitlus	Binaarne
X ₁₂ (Kõrval)	Hoone aasta kõrvalkulu jagatud kaheteistkümenga	Küsitlus	Numbriline
X ₁₃ (P kaetud)	X ₁₃ =1 kui hoonega on ühendatud parkimismaja või maa-alune parkla	Vaatlus	Binaarne
X ₁₄ (Nõup)	X ₁₄ =1 kui hoones on võimalik tunnihinna alusel nõupidamisruume üürida	Küsitlus	Binaarne
X ₁₅ (Resto)	X ₁₅ =1 kui hoones asub lõunarestoran	Vaatlus	Binaarne
X ₁₆ (Klaasf)	X ₁₆ =1 kui hoonel on klaasfassaad	Vaatlus	Binaarne

3.4. Andmed

Käesoleva töö alusandmed on kogutud kasutades Ehitisregistri andmebaasi, otsest vaatlust ja Tallinna büroohoonete omanike hulgas autori poolt läbiviidud küsitluse kaudu 2015. aasta aprilli- ja maikuu jooksul. Kokku saadeti küsitlus 48-le Tallinna bürooturul tegutsevale ärikinnisvara omanikule ja arendajale. Andmeid paluti 97 büroohoone kohta, mis moodustab valdava enamuse Tallinna büroohoonete turust. Kuivõrd enamuse küsitlusele vastanutest käsitleb hoonete üürihindu puudutavaid andmeid kui ärisaladust ja autorilt on palutud hoida konfidentsiaalsust, siis käesoleva töö valimi andmeid ei avalikustata ja vaadeldakse üksnes valimi kirjeldavat statistikat ning korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi tulemusi.

Kokkuvõttes vastas küsitlusele 14 kinnisvaraomanikku 36 büroohoone kohta, millest peale täiendavat kontrolli osutus valimi kriteeriumitele vastavaks 33 büroohoonet, mille summeeritud üüritav pind oli kokku 195 000 m², mis moodustab ligi kolmandiku Tallinna büroopinna mahust.

Valimist on teadlikult välja jäetud büroohooned, mille ankurüürnik ja omanik on seotud osapooled (näiteks sidusettevõtted või samade juhtide ja/või omanikega ettevõtted) või üks sama juriidiline isik, kuivõrd sellised seotud osapooltega tehingute puhul ei pruugi üürihind olla kuidagi seotud hoone tegeliku turuhinnaga. Käesoleva töö kontekstis defineeritakse ankurüürnik kui üürnik, kes üürib vähemalt 1/3 hoone üüritavast pinnast.

Kuna käesolev töö käsitleb üksnes büroohooneid, siis on valimist välja jäetud ka kõik hooned, mille üüritavast pinnast moodustab büroopind vähem kui 2/3. Valimist jäeti välja ka korteromanditeks jagatud büroohooned, seda eelkõige andmete kättesaadavuse tõttu. Üldises valmism nähtus, et autori läbiviidud küsitlusele vastas üksnes töö kirjutamise ajaks vähem kui 30% kõigist küsitletutes. Pole põhjust eeldada, et korteromandis büroode puhul see protsent oluliselt suurem oleks. Ühtlasi nähtub kinnistu- ja äriregistri andmetele tuginedes, et paljud selliste büroohoonete korteriomanikud üheaegselt ka endale kuuluva pinna üürnikud või üürnikuga seotud ettevõtted, minnes seega vastuollu eelmises lõigus toodud kriteeriumiga. Seega on väga ebatõenäoline saada reaalsele turu üüritasemele vastavad üüriandmed kõigi korteromanditeks jagatud büroohoone korteromanikelt.

3.5. Valimi kirjeldav statistika

Valimi hoonete keskmised üürihinnad olid kõik vahemikus 4-17 eurot ruutmeetri kohta⁹, mediaan ja keskvärtus olid mõlema ligikaudu 10 eurot (Tabel 3)

Valimi hoonete üüritava pinna suurus oli keskmiselt 5900 ruutmeetrit, varieerudes ligikaudu 750-st kuni 24 000 ruutmeetriini. Keskmise üüritava pinna ja üldpinna suhe oli 1,182 mis tähendab, et keskmine kadu oli 18,2%. Hoonete korruste arv varieerus kolmest kahekümne kolme korruseni. Korruste arvu mediaanväärtuseks oli viis (Ibid)

Tabel 3. Numbriliste muutujate kirjeldav statistika

Muutuja	Keskmine	Mediaan	Miinumum	Maksimum	Standardhälve
Y (Üür)	9,97 €	9,94 €	4,00 €	17,00 €	3,46 €
X ₂ (Vanus I)	38 a.	16 a.	1 a.	615 a.	106 a.
X ₃ (Vanus II)	11 a.	9 a.	1 a.	57 a.	10 a.
X ₅ (Cntr km)	4,28 km	4,2 km	100 m	8,60 km	2,95 km
X ₇ (Korrus)	6	5	3	23	4
X ₈ (GLA)	5 915	5 074	747	23 737	4 482
X ₉ (Üürn)	23	13	1	95	22
X ₁₀ (Kadu)	18,2 %	19,8 %	0 %	48,3 %	12,0 %
X ₁₂ (Kõrval)	2,73 €	2,59 €	0,01 €	6,02 €	1,07 €

Üürnike oli valimi hoonetes kokku 767. Kõige kõrgema üürnike arvuga hoones oli 95 üürniku, samas kui valimis oli ka üks monoüürnikuga büroohoone (Ibid).

Valimis olevate hoonete vanus varieerus ühest aastast kuni 615 aastani, keskvärtusega 38 aastat ja 2 kuud (19 aastat ja 9 kuud, kui mitte arvestada kahte Vanalinnas asuvat hoonet). Üheksat valimis olnud hoonet oli ka rekonstrueeritud ja keskmine vanus esmaehitusest või rekonstrueerimisest oli 11 aastat ja 4 kuud. Kümme hoonet ehk 30,3% olid ehitatud Nõukogude Liidu okupatsiooni ajal (Ibid).

⁹ Konfidentsiaalsuse kaalutlusel ei avaldata valimi kõige madalama ja kõige kõrgema keskmise üürihinnaga hoonete täpset üürihinda vaid tuakse välja täisarvuni ümardatud vahemik.

Valimis olnud hoonetest üheteistkümmel oli energiamärgis. A, E ja F märgisega hooneid valimis ei olnud. B märgisega oli üks hoone, C märgisega kaks, D märgisega kolm, G märgisega kaks ja H märgisega samuti kaks hoonet.

Üheksa valimis olnud hoonetest (27,3%) asusid Tallinna CBDs (Tabel 4). Hoonete kaugus Islandi väljakust (mis on antud töö kontekstis võetus CBD keskpunktiks) varieerus sajast meetrist kuni 8,6 kilomeetrini, keskväärtusega 2,95 kilomeetrit (Tabel 3)

Valimi hoonetes kahekümne ühel (36,4%) oli parkimine tasuta, üheksateistkümmel (57,6%) oli lõunarestoran, kaheksal (24,2%) oli võimalus üürida nõupidamis- või konverentsiruumi tunnihinna alusel ja kuuel (18,2%) oli klaasfassaad (Tabel 4).

Aasta keskmised kõrvalkulud üürnikule ruutmeetri kohta varieerusid nullist (olukorras, kus kõik kõrvalkulud sisaldasid juba üürihinna) kuni kuue euronit kuus, keskmiselt olid kõrvalkulud 2,7 eurot ruutmeetri kohta kuus (Tabel 3).

Tabel 4. Binaarsed muutujad, kategooriasse kuuluvate hoonete arv ja protsent valimist

Muutuja	Vaatluste arv	Vaatluste arv / valim
X ₁ (NSVL)	10	30%
X ₄ (CBD)	9	27%
X ₆ (Tehnopool)	7	21%
X ₁₁ (P tasuta)	21	64%
X ₁₃ (P kaetud)	8	24%
X ₁₄ (Nõup)	8	24%
X ₁₅ (Resto)	19	58%
X ₁₆ (Klaasf)	6	18%

4. ANALÜÜSI TULEMUSED

4.1. Korrelatsioonikoefitsiendid

Esmalt analüüsi eelnevates peatükkides välja pakutud muutujate vahelisi seoseid korrelatsioonimaatriksi abil (Lisa 3). Kolmel selgitaval muutujal, X_2 (Vanus I), X_9 (Üörn) ja X_{14} (Nõup), on nullilähedane ($r < 0,1$) korrelatsioonikoefitsient sõltuva muutujaga Y . Sellest võib järeldada, et hoone vanus esmaehitusest, üürnike arv hoones ja tunnihinna alusel renditavate konverentsi- või nõupidamisruumide olemasolu, antud valimi puhul ei korreleeru. Sellest tulenevalt jäetakse need regressioonanalüüsist kõrvale.

Tasuta parkimise ja kõrvalkulu suuruse (muutujate X_{12} ja X_{13}) ja üürihindade vahel eksisteerib valimis küll keskmise tugevusega korrelatsioon, kuid koefitsientide märgid on vastuolus *a priori* ootustega. Muutujate X_{12} ja X_{13} korrelatsioon Y on positiivne, mis näitab, et hoonetes, kus parkimine on tasuline ja kõrvalkulu kõrgem, on enamasti ka üürihinnad kõrgemad. Ratsionaalselt tegutsevad üürnikud ei ole valmis maksuma kõrgemat üürihinda **tulenevalt** kõrgemast kõrvalkulust või tasulisest parkimisest. Seega ei saa antud valimi puhul olla muutujatel X_{12} ja X_{13} põhjuslikku mõju üürihinnale Y .

Võib spekuloida, et muutujate X_{12} , X_{13} ja Y omavahelise positiivse korrelatsiooni uurimine tingivad muude hoone tunnuste (näiteks asukoha või kvaliteedi) samasuunaline põhjuslik mõju kõigile kolmele muutujale, kuid kõrvalkulu ja parkimistingimuste determinantide teaduslik käsitlemine käesoleva töö piiridesse ei mahu.

Kuivõrd käesoleva töö üks peamisi eesmärke, on tuvastada hoone tunnused, mis avaldavad põhjuslikku mõju hoone üürihindadele, siis jäetakse muutujad X_{12} ja X_{13} mudelist välja. Ülejäänud muutujate korrelatsioonikoefitsientide märgid on *a priori* eeldustega kooskõlas.

4.2. Esialgne mudel

Peale korrelatsioonianalüüsi jäeti esialgsesse regressioonimudelisse (edaspidi mudel 1) üksteist muutujat. Regressiooni tulemused on näha käesoleva töö lisas 4.

Mudeli kui terviku statistilise olulisuse testimiseks arvutatakse välja F-statistik, mille väärtus mudeli 1 puhul on ligikaudu 23,223. F-statistikuga on võimalik testida nullhüpoteesi, mille kohaselt mudelisse valitud muutujad üürihinna varieerumist ei selgita ja X-ide ning Y seos on puhtalt stohhastiline. Mudeli vabadusastmete arvu juures on F kriitiline väärtus 95% usalduspiiriga 2,283 ja 99% usalduspiiriga 3,256. Statistik on mõlema usalduspiiri juures mitmekordselt suurem kui kriitilised väärtused, seega võib nullhüpoteesi tagasi lükata¹⁰.

Mudeli kohandatud determinatsioonikordaja väärtus on 0,884. See viitab, et mudelisse jäetud X-id selgitavad 88,4% sõltuva muutuja Y varieeruvusest, mis on küllaltki kõrge. Samas on mudeli standardviga ligikaudu 1,18.

Regressioonikoefitsientide statistilise usaldusväarsuse kontrollimiseks kasutatakse Studenti t-testi. Kõigile muutujatele arvutatakse t-väärtused ning võrreldakse saadud tulemusi t-kriitilise väärtusega. Valimi vaatluste arvu ($n - 1 = 32$) juures on t-testi kriitiline väärtus 95% usaldusnivoo juures ligikaudu 2,037. Tabelis 5 on näha, et kõigest kolm muutujat üheteistkümnest on statistiliselt olulised 95% usaldusnivoo juures.

Kombinatsioon mudeli kui terviku statistilisest olulisusest, kõrgeastsest selgitusvõimest ja statistiliselt mitteolulistest regressioonikoefitsientidest, võib tuleneda kas ebaoluliste muutujate mudelisse jätmisest, multikollinearusest või nende nähtuse kombinatsioonist.

¹⁰ On võimalik välja arvutada, et antud mudeli puhul on tõenäosus F testiga tagasi lükata tõene nullhüpotees ligikaudu 370 miljonit ühele.

Tabel 5. Regressioonikoefitsientide t-testid ja p-väärtused, mudel 1

	Koefitsient	t-statistik	On statistiliselt oluline (95%)	p-väärtus
Konstant	10,896	11,061	Jah	0%
X ₁ (NSVL)	-0,990	-1,468	ei	16%
X ₃ (Vanus II)	-0,157	-5,649	jah	0%
X ₄ (CBD)	3,223	3,387	jah	0%
X ₅ (Cntr km)	-0,315	-1,800	ei	9%
X ₆ (Tehnopol)	-0,938	-0,887	ei	39%
X ₇ (Korrus)	0,113	1,424	ei	17%
X ₈ (GLA)	0,000	-0,654	ei	52%
X ₁₀ (Kadu)	6,974	2,852	jah	1%
X ₁₃ (P kaetud)	0,610	0,802	ei	43%
X ₁₅ (Resto)	-0,372	-0,623	ei	54%
X ₁₆ (Klaasf)	0,681	0,952	ei	35%

Allikas: Lisa 4

Kollinearsuse olemasolu kontrollimiseks arvutatakse kõigi koefitsientide dispersiooni inflatsiooni faktorid (VIF). Matemaatiliselt, minimaalne VIF=1. Mida lähemal on mingi selgitava muutuja X_i väärtus VIF väärtus ühele, seda väiksem on muutuja korrelatsioon teiste selgitavate muutujatega ja seda nõrgem multikollinearsus. VIF näitajaid, mis on suuremad kui 10, peetakse tugeva multikollinearsuse tunnuseks (Greene 2003). Nagu tabelis 6 näha võib, varieeruvad mudel 1 muutujate VIF näitajad vahemikus ~ 1,7 – 6,2. See viitab nõrga kuni keskmise multikollinearsuse olemasolu mudelis.

VIF-i ruutjuured näitavad mitmekordselt on muutujate dispersioon ehk standardvead multikollinearsuse tõttu suurenenud. Mudel 1 puhul on regressioonikoefitsientide standardvead, sõltuvalt muutujast, ligikaudu 1,3 – 2,5 korda suuremad, kui need oleks juhul, kui multikollinearsust mudelis ei esineks (tabel 6).

Mudeli spetsifikatsiooni parandamiseks ja multikollinearsuse vähendamiseks on üks võimalus võtta mudelist välja statistiliselt väheolulised selgitavad muutujad. Samas raskendab multikollinearsuse olemasolu t-statistiku tõlgendamise ja tõstab võimalust, et mõne muutuja kohta võetakse ekslikult vastu nullhüpotees, mis ei ole tõene. Seda silmas pidades jäetakse esialgu mudelist välja üksnes need selgitavad muutujad, mille t-väärtus on väiksem kui 1.

Nendeks muutujateks on X_6 (Tehnopol), X_8 (GLA), X_{13} (P kaetud), X_{15} (Resto) ja X_{16} (Klaasf). Ülejäänud muutujatega koostatakse uus mudel.

Tabel 6. Mudel 1 selgitavate muutujate dispersiooni inflatsioonifaktorid ja nende ruutjuured.

Muutuja	VIF	\sqrt{VIF}
X_1 (NSVL)	2,289971	1,513265013
X_3 (Vanus II)	1,776991	1,333038259
X_4 (CBD)	4,280276	2,06888279
X_5 (Cntr km)	6,174778	2,484910059
X_6 (Tehnopol)	4,463545	2,112710345
X_7 (Korrus)	2,283797	1,511223676
X_8 (GLA)	2,014525	1,419339635
X_{10} (Kadu)	1,730917	1,315643189
X_{13} (P kaetud)	2,537296	1,592889199
X_{15} (Resto)	2,07287	1,439746505
X_{16} (Klaasf)	1,812459	1,346275975

4.3. Mudel 2

Peale eelmises peatükis välistatud muutujate eemaldamist korrati regressiooni ja saadi mudel 2. Uue mudeli olulised regressiooni statistilised näitajad on toodud tabelis 7.1. Võrreldes esimese mudeliga mugandatud determinatsioonikordaja tõusis vähesel määral (0,005 võrra) ja standardviga langes 0,022 võrra. F-statistiku väärtus tõusis ligikaudu 20 võrra, samas kui suuremast vabadusastmete arvust tuleneval langesid F kriitilised väärtused kõigil usalduspiiridel, seega võib öelda, et mudeli 2 statistiline olulisus sisuka hüpoteesi võib veel kindlamalt vastu võtta (tabel 7.2)

Tabel 7.1 Regressioonistatistikud mudel 2

Lineaarne korrelatsioonikordaja R	0,954
Determinatsioonikordaja R ²	0,909
Kohandatud R ²	0,889
Standard viga σ	1,154
Vaatluste arv n	33
Akaike informatsioonikriteerium	3.311
Schwartsi informatsioonikriteerium	3.628

Tabel 7.2 Dispersioonanalüüs mudel 2

	Vabadusastmed	Ruutude summa	Keskruut	F-statistik
Regressioon	6	347,99	58,00	43,54
Jääkliikmed	26	34,64	1,33	
Kokku	32	382,62		

Tabel 7.3 Regressiooni kordajate analüüs mudel 2

	Koefitsent	Standard viga	t-statistik	p-väärtus
Konstant	11,411	0,860	13,262	0,00%
X ₁ (NSVL)	-1,467	0,540	-2,716	1,16%
X ₃ (Vanus II)	-0,152	0,023	-6,540	0,00%
X ₄ (CBD)	2,771	0,742	3,732	0,09%
X ₅ (Cntr km)	-0,465	0,109	-4,257	0,02%
X ₇ (Korrus)	0,136	0,058	2,339	2,73%
X ₁₀ (Kadu)	5,953	2,188	2,721	1,15%

Mudeli 2 puhul on nii Akaike kui Schwartsi informatsioonikriteeriumid madalamad kui mudel 1 puhul, vastavalt 0,127 ja 0,354 võrra, mis viitab, et tuleks eelistada mudelit 2. See on ka ootuspärane, arvestades, et mudeli selgitusvõime pigem paranes, kuigi kuju jäeti samaks ja parameetrite arvu vähendati.

Mudelis 2 on ka kõigi regressioonikoefitsiendid statistiliselt olulised 95% usaldusnivoo juures (t-empiriilised väärtused > kui kriitiline väärtus 2,037). Samas tuleb nentida, et valimi väiksust arvestades võivad t-empiriilised väärtused olla väga tundlikud

täiendavate vaatluste lisamisele valimisse. Seega on kõrgem tõenäosus teha I liiki viga ehk lükata tagasi tõene nullhüpotees.

Kuigi muutujad X_1 (NSVL), X_7 (Korrus) ja X_{10} (Kadu) on 95% usaldusnivoo juures olulised, siis 99% usaldusnivoo kasutades ükski nimetatud muutujatest enam statistiliselt olulised ei oleks (t-empiriiline väärtus $< 2,739$). Tabelis 7.3 on toodud ka kõigi mudeli 2 muutujate p-väärtused, mis kirjeldavad tõenäosust antud muutuja puhul lükata tagasi tõene nullhüpotees mille järgi antud selgitav muutuja ei avalda statistiliselt olulist mõju sõltuvale muutujale.

Nähtub, et kõige robustsem muutuja on X_3 (Vanus II), mille puhul p-väärtus on ligikaudu null¹¹. Ka asukoha muutujad X_4 CBD ja X_5 (Cntr km) on küllaltki robustsed. Mõlema puhul on antud valimi baasilt tõenäosus lükata tagasi tõene nullhüpotees väiksem kui 0,1%. Ülejäänud selgitavate muutujate puhul jääb see tõenäosus 1,15% ja 2,73% vahele. See võib tunduda küll väike tõenäosus, kuid tuleb arvestada, et mudelis 2 on kuus selgitavat muutuja ja käesolevas töös võeti esmalt vaatluse alla 16 võimalikku üürihinda selgitavat faktorit. Seega on kumulatiivne tõenäosus, et mõni vaatluse alla võetud muutujatest annab valepositiivse tulemuse (tõene nullhüpotees lükatakse tagasi) on tunduvalt kõrgem kui ühegi individuaalse muutuja p-väärtus.

Samas, kui jätta mudelist välja selgitavad muutujad, mis ei ole 99% usaldusnivoo juures statistiliselt olulised, siis langeb mudeli selgitusvõime ning Akaike ja Schwartzi informatsioonikriteeriumite arväärtused on oluliselt kõrgemad (vaata lisas 5 toodud mudel 3). Seetõttu jäetakse muutujad X_1 , X_7 ja X_{10} mudelisse.

Kuivõrd mudel 1 VIF test näitas multikollineaarsuse olemasolu mudelis, siis on oluline testida ka multikollineaarsust mudeli 2 puhul. Uuest VIF testist (tabel 8) nähtub, et kuigi mudeli 2 regressioonikoefitsientide standard vead on multikollineaarsuse tõttu kõrgendatud, siis kõigi muutujate puhul on VIF-i väärtused väiksemad kui mudeli 1 puhul, seega on muutujate eemaldamisega õnnestunud mudeli multikollineaarsust vähendada.

Kõige rohkem on standard vead multikollineaarsusest tulenevalt kõrgemad kahe asukohamuutuja X_4 (CBD) ja X_5 (Cntr km) puhul, vastavalt 64,6% ja 58,2 %. Kuigi VIF test seda otseselt ei näita, siis võib spekuloida, et see tuleneb just nende kahe muutuja omavahelisest seosest, kuivõrd muutuja X_4 näitab, kas hoone asub CBDs ja muutuja X_5

¹¹ Täpsemalt on X_3 p-väärtuseks $1 / 1\,613\,286$ ehk 0,00006%.

näitab hoone kaugust CBD keskpunktist ning nende kahe muutuja omavaheline korrelatsioonikoefitsient on -0,71.

Tabel 8. Mudel 2 selgitavate muutujate dispersiooni inflatsioonifaktorid ja nende ruutjuured.

Muutuja	VIF	\sqrt{VIF}
X1 (NSVL)	1,5263	1,235435146
X3 (Vanus II)	1,2986	1,139561319
X4 (CBD)	2,7088	1,645843249
X5 (Cntr km)	2,5012	1,581518258
X7 (Korrus)	1,2742	1,128804678
X10 (Kadu)	1,4399	1,199958333

Ülejäänud muutujate puhul on jäävad VIF väärtused ligikaudu 1,273 ja 1,526 vahele ning seega jääb standardvigade inflatsioon vahemikku 14% kuni 23,5%. Kokkuvõttes võib öelda, et Mudelis 2 tugevat multikollineaarsust ei esine.

Mudeli homoskedastiivsuse testimiseks viidi läbi White'i test. Testregressiooni determinatsiooni kordaja väärtuseks on 0,125121 test statistik $n \cdot R^2 = 33 \cdot 0,125121 = 4,129$. Saadud väärtus on väiksem F kriitilisest väärtusest nii 95% kui 90% usaldusnivoo juures, seega ei ole testregressioon statistiliselt oluline ja mudel 2 homoskedastiivsuse nullhüpoteesi ei ole võimalik tagasi lükata.

4.4. Tõlgendused

Lõplik mudel on kujul:

$$Y = 11,41 - 1,4X_1 - 0,15X_3 + 2,77X_4 - 0,47X_5 + 0,14X_7 + 5,95X_{10}$$

Muutuja X_1 (NSVL) regressioonikoefitsient on -1,467, standardviga 0,54. Seega on Nõukogude Liidu okupatsiooni ajal ehitatud hoonete üürihinnad 2,55 € kuni 0,39 € võrra¹²

¹² Täpsusega kaks standardhälvet ehk tõenäosusega ligikaudu 95,4%

madalamad kui varem või hiljem ehitatud hooned, mis on muudes vaadeldud tunnustes samaväärsed.

Muutuja X_3 (Vanus II) koefitsient on -0,152 ja standardviga on 0,023. Sellest järeldub, et büroohooned kaotavad iga aastaga, mis möödub nende ehitusest või rekonstrueerimisest, keskmiselt 0,20 kuni 0,11 eurot ruutmeetri kohta¹² oma üürihinnast.

Muutuja X_4 (CBD) koefitsient on 2,771 ja standardviga 0,742. Sellest järeldub, et piirtulu asukohast CBDs ehk hinnapreemia mida bürooüürnikud keskmiselt maksavad asukoha eest CBDs, on vahemikus 1,29 kuni 4,26 eurot ruutmeetri kohta¹².

Muutuja X_5 (Cntr km) koefitsient on -0,465 ja standardviga 0,109, millest järeldub, et büroohoonete üürihind langeb keskmiselt 0,25 kuni 0,68 eurot, iga kilomeetri kohta mille võrra büroohoone asub CBD geomeetrisest keskpunktist (Islandi Väljakust) kaugemal¹².

Muutuja X_7 (Korrus) koefitsient on 0,136 ja standard viga 0,058. Seega on büroohoonele ühe korruse lisamise tulenev keskmine üürihinna tõus, ehk piirtulu, vahemikus 0,02 kuni 0,25 eurot ruutmeetri kohta¹².

Muutuja X_{10} (Kadu) koefitsient on 5,953 ja standardviga 2,188. Seega lisab iga täiendav protsent maja netopinnast, mis ei kuulu üüritava pinna alla, keskmisele üürihinnale täiendavalt 0,016 kuni 0,103 eurot üürihinnale¹².

Kokku selgitavad mudeli 2 muutujad ligikaudu 90% üürihinna hajumisest ($R^2=0,909$, mugandatud $R^2=0,889$). Võrdluseks on käesolevast töös viidatud varasemate uurimuste parimaks osutunud mudelite mugandatud R^2 väärtused jäänud vahemikku 0,5 kuni 0,93. Oluline on ka välja tuua, et ainus käesoleva töö autorile teadaolev varasem uurimus, kus saavutati parema selgitusvõimega mudel, oli kasutati sõltuva muutujana tegelikke lepingulisi üürihindu. Enamasti on üürihindade mõjurite uurijad olnud sunnitud andmete puudusel kasutama avalikke pakkumishindu.

4.5. Hüpoteesid

Muutujad X_1 (NSVL) ja X_3 (Vanus II) on mõlemad statistiliselt olulised 5% olulisuse nivoo juures. See näitab, et hoone vanus esmaehitusest või rekonstrueerimisest ja millisel perioodil hoone esmaehitus aset leidis, mõjutavad vähemalt 95% tõenäosusega keskmist üürihinda. Seega ei saa tagasi lükata püstitatud sisukat hüpoteesi, et büroohoone ehituse ja rekonstrueerimise aeg mõjutab keskmist üürihinda.

Muutujate X_4 (CBD) ja X_5 (Cntr km) regressioonikoefitsientide on statistiliselt olulised 5% olulisuse nivoo juures, mis näitab, et hoone kaugus CBD keskpunktist ja asukoht sees või väljaspool CBDd mõjutavad vähemalt 95% tõenäosusega keskmist üürihinda. Seega ei saa tagasi lükata püstitatud sisukat hüpoteesi, et büroohoone asukoht CBD suhtes mõjutab hoone keskmist üürihinda.

Muutuja X_7 (Korrus) on statistiliselt oluline 5% olulisuse nivoo juures ja positiivse märgiga, mis näitab, et vähemalt 95% tõenäosusega mõjutab hoone korruste arv keskmist üürihinda. Seega ei ole võimalik tagasi lükata sisukat hüpoteesi, et büroohoone suurem korruste arv mõjutab positiivselt hoone keskmist üürihinda.

Muutujad X_{12} (Kõrval) ja X_{13} (P kaetud) korreleerusid negatiivselt hoone keskmise üürihinnaga. Seega ei olnud võimalik vastu võtta sisukat hüpoteesi, et kõrgemad büroo üürimisega seotud lisakulud mõjutavad keskmist üürihinda negatiivselt

Muutujad X_{13} (P kaetud), X_{14} (Nõup) ja X_{15} (Resto) ei olnud statistiliselt olulised 5% olulisuse nivoo juures. Seega ei olnud võimalik vastu võtta sisukat hüpoteesi, et täiendavate mugavusteenuste pakkumine mõjutab positiivselt büroohoone üürihinda.

4.6. Arutelu

Töö valim on väike ja mitme mudelisse jäänud muutujate regressioonikoefitsiendid on tundlikud vaaltuste või uute muutujate lisamisele ja eemaldamisele. Seega vajavad tulemused täiendavat kontrolli tuleviku uurimustes. Eriti ettevaatlik tuleb olla järeldustega, mis on seotud muutujatega X_1 , X_7 ja X_{10} . Kuigi nende regressioonikoefitsiendid olid statistiliselt olulised 5% olulisuse nivoo juures, siis 1% nivoo juures nad enam statistiliselt olulised ei olnud. Koostatud mudel alusel on võimalik prognoosida büroohoone tõenäolist üürihinda Tallinna bürooturul, hoone kuue objektiivsel mõõdetava tunnuse baasilt. Samas võib mudeli praktikas rakendamist pärssida suhteliselt kõrge standardviga. Kahe standardhälbe täpsusega prognoosi usalduspiirid on $\pm 2,38$ eurot ruutmeetri kohta.

Ühtlasi on mudel staatiline. See tähendab, et mudel kirjeldab olukorda töö kirjutamise ajahetkel. Pole teada kas ja kuivõrd mudeli prognooside täpsus võib tulevikus muutuda. Deduktiivselt võib eeldada, et heterogeense toote (nagu seda on büroohoone) tunnuste piirtulu võib ajas muutuda. Lihtsamalt öeldes võivad kauba nõudlejad aja jooksul ümber hinnata väärtust, mida nad ühele või teisele kauba tunnusele omistavad. Käesolevas töös käsitletud

toote ja turu puhul võib see tuleneda näiteks üürnike muutuvates maitsetes ja väärtushoiakutest või muutustest linnapildis. See kuivõrd büroohonete tunnuste piirtulu ajas muutub võib olla käsitletav tulevastes uurimistöodes.

Ainuke statistiliselt olulisel määral keskmist üürihinda mõjutav büroohoone tunnus, mis ei vastanud käesoleva töö alguses esitatud hüpoteesidele oli hoone üüritava pinna kadu ehk protsent mille võrra hoone üüritav pind on väiksem hoone netopinnast. Põhjuseid miks suurem üüritava pinna kadu võib positiivselt üürihindu mõjutada on mitmeid.

Suurem kadu võib tuleneda hoone tavapärasest suuremast fuajeest, aatriumist ja suurem kadu võib tuleneda hoone tavapärasest suuremast fuajeest, aatriumist ja koridoridest, mis on aga üürnikele lisandväärtuseks ning mille eest ollakse valmis rohkem maksma. *Ceteris paribus* on suurem üüritava pinna kadu tavaliselt hoonetele, kus on palju suhteliselt väikest pinda üürivaid ettevõtteid ja seega ka rohkem üldkasutatavaid koridore ja olmeruume kui ühe üürnikuga või väheste suurte üürnikega hoonetes. Väiksemad üürnikud võivad nõrgemast läbirääkimispositsioonist ja suuremast üüritava pinna efektiivsusest tulenevalt olla valmis maksma kõrgemat üüri ruutmeetri kohta.

Käesoleva töös ei olnud objektiivselt mõõdetavate andmete puudumisel võimalik käsitleda hoone arhitektuurilise kvaliteedi ja keskkonnasäästlikuse võimalikku mõju üürihinnale Tallinna büroohonete turul. Varasemates uuringutes on, USA ja Lääne Euroopa kinnisvaraturgudel, tuvastatud nende kahe tunnuse statistiliselt olulist mõju büroohonete hinnale. On võimalik, et tulevikus Tallinnas läbi viidavatel ärikinnisvara üürihindade uuringutes saadakse parema prognoosivõimega mudel, kui õnnestub arhitektuurset kvaliteeti ja keskkonnasäästlikust objektiivselt mõõta ja üürihindu selgitavasse mudelisse sisse tuua.

KOKKUVÕTE

Käesoleva töö eesmärgiks oli koostada ökonomeetiline mudel, mis selgitaks Tallinna büroohoonete keskmisi üürihindu ja saada seeläbi teada millised büroohoonete tunnused üürihindu mõjutavad.

Uurimisobjektiks olnud büroohooneid käsitleti, hedoonilise hinna teooria alusel, kui kogumit heaolu mõjutavatest tunnustest, kus igal tunnusel on piirkulu ja piirtulu. Valiti välja kuuteist büroohoonete objektiivselt mõõdetavat tunnust, millel arvati varasema kirjanduse baasilt olevat selgitav mõju keskmisele üürihinnale. Kasutades Ehitisregistri andmebaasi, büroohoonete omanike hulgas läbiviidud küsitlust ja nii otsest kui kaudset vaatlust, suudeti koguda vajalikud andmed 33 büroohoone kohta

Mõõdetud tunnuseid võrreldi esmalt korrelatsioonimaatrikist kasutades ning jäeti kõrvale tunnused mille korrelatsioon keskmise üürihinnaga oli nullilähedane või mille korrelatsioon suund oli vastuolus võimaliku põhjusliku seose loogilise suunaga.

Seejärel koostati regressioonmudel mille sõltuvaks muutujaks oli keskmine üürihind ja selgitavateks muutujateks võimalikud heaolu mõjutavad hoone tunnused. Peale testide läbiviimist eemaldati mudelist kõik selgitavad muutujad, mis ei olnud statistiliselt olulised.

Lõplikkusse mudelisse jäi sisse kuus selgitavat muutujat, mis olid kõik olulised 5% olulisuse nivoo juures. Nendest neli olid numbrilised muutujad: Hoone vanus ehitusest või rekonstrueerimisest, -kaugus CBD keskpunktist, -korruste arv ja –üüripinna kadu. Kaks muutujat olid kategoorilised (binaarsed), näidates kas hoone asub CBD ja kas hoone on ehitatud perioodil 1945-1991. Mudel tervikuna oli statistiliselt oluline 1% usaldusnivoo juures ning sisse jäänud sõltumatud muutujad selgitasid ligikaudu 90% üürihinna hajumisest.

Samas võib mudeli praktikas rakendamist pärssida suhteliselt kõrge standardviga. Kahe standardhälbe täpsusega prognoosi usalduspiirid on antud mudeli puhul +/- 2,38 eurot ruutmeetri kohta.

Mudelist võib järeldada, et asukoht CBDs, suurem korruste arv ja suurem üüritava pinna kadu, tõstavad üürihinda. Kaugus CBD keskpunktist, aastate arv, mis on möödunud hoone ehitusest või viimasest rekonstrueerimisest langetavad üürihindu. Sammuti olid

keskmised üürihinnad madalamad hoonetes mille ehitus jäi Nõukogude Liidu okupatsiooniperioodi (1945-1991).

Töö alguses püstitati viis hüpoteesi. Esimese hüpoteesina püstitati, et büroohoone ehituse ja rekonstrueerimise aeg mõjutab keskmist üürihinda. Hüpoteesi ei olnud võimalik 95% usaldusnivoo juures tagasi lükata, kuna hoone vanus ehitusest või rekonstrueerimisest ja hoone valmimine perioodil 1945 kuni 1991 olid mõlemad statistiliselt olulised 5% olulisuse nivoo juures.

Teise hüpoteesina püstitati, et büroohoone asukoht linna keskse äripiirkonna suhtes mõjutab hoone keskmist üürihinda. Hüpoteesi ei olnud võimalik 95% usaldusnivoo juures tagasi lükata, kuna muutuja mis näitas kas hoone asub CBDs ja muutuja mis näitas kaugust CBD keskpunktist olid mõlemad 5% olulisuse nivoo juures statistiliselt olulised.

Kolmanda hüpoteesina püstitati, et büroohoone korruste arv mõjutab positiivselt hoone keskmist üürihinda. Hüpoteesi ei olnud võimalik 95% usaldusnivoo juures tagasi lükata, kuna korruste arv oli nimetatud nivool statistiliselt oluline.

Neljanda hüpoteesina püstitati, et kõrgemad büroo üürimisega seotud lisakulud mõjutavad keskmist üürihinda negatiivselt. Hüpoteesi ei olnud võimalik vastu võtta, kuna kõrvalkulud ja tasuline parkimine korreleerusid positiivselt üürihinnaga.

Viienda hüpoteesina püstitati, et täiendavate mugavusteenuste pakkumine mõjutab positiivselt büroohoone keskmist üürihinda. Hüpoteesi ei olnud võimalik vastu võtta, kuna ükski mugavusteenustega seotud muutuja ei olnud statistiliselt oluline 5% olulisuse nivoo juures.

VIIDATUD ALLIKAD

Baltic Property Market Report 2015 – Newsec Property Management EE OÜ kodulehekülj [WWW] http://www.newsec.ee/media/reports/BMPR_2015_en.pdf (27.04.2015)

BNP Paribas Real Estate: European Office Market 2013 – BnP Paribas Real Estate kodulehekülj [WWW] <https://www.realestate.bnpparibas.com> (07.05.2015)

BNP Paribas Real Estate: European Office Market 2015 – BnP Paribas Real Estate kodulehekülj [WWW] <https://www.realestate.bnpparibas.com> (04.05.2015)

Bollinger, R. C., Ihlanfeldt, R. K., Bowes, R. D. (1998) Spatial Variation in Office Rents within the Atlanta Region – *Urban Studies*, 35 (7), 1097-1118.

Brennan, P. T., Cannaday, E. R., Coldwell, F. P. (1984) Office Rent in the Chicago CBD – *Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association*, 12 (3), 243-260.

Bürohoonete klassifikaator (2013) – Eesti Kinnisvarafirmade Liidu kodulehekülj [WWW] <http://www.ekfl.ee/> (18.05.2015)

Catella Market Indicators: Office Europe: Autumn/Winter 2014/2015 – Catella Corporate Finance OÜ kodulehekülj. [WWW] <http://www.catella.com/en/Baltics/CorporateFinance> (03.05.2015)

Clapp, M. J. (1980) The Intrametropolitan Location of Office Activities – *Journal of Regional Science*, 20 (3), 387-399.

Dubin, R. A. (1988) Estimation of Regression Coefficients in the Presence of Spatially Autocorrelated Error Terms – *Review of Economics and Statistics*, 70 (3), 466-474.

Dunse, N., Leishman, C., Watkins, C. (2002) Testing for the Existence of Office Sub-markets: A Comparison of Evidence from Two Cities – *Urban Studies*, 39 (3), 483-506.

Ehitusseadus (2002). – *RT I*, 99, 579.

Ehitusseadustik (2015) – *RT I*, 05.03.2015, 1.

Euroopa Parlamendi ja Nõukogu Direktiiv hoone energiatõhususe kohta (2003) – *ELT L*, 1, 65-71.

- Euroopa Parlamenid ja Nõukogu Direktiiv hoone energiatõhususe kohta (2010) – ELT L, 31, 13-35.
- Falkenbach, H., Kiehelä, S. (2014). Modelling and Forecasting Central Helsinki Office Rents – *International Journal of Strategic Property Management*, 28 (3), 292-306.
- Fuerst, F., McAllister, P. (2011). Green Noise or Green Value? Measuring the Effects of Environmental Certification on Office Values – *Real Estate Economics*, 38 (1), 45-69.
- Fuerst, F., Wetering, J. v. d., Wyatt, P. (2013) Is intrinsic energy efficiency reflected in the pricing of office leases? – *Building Research & Information*, 41 (4), 373-383.
- Gardiner, C., Henneberry, J. (1989) The development of a simple regional office rent prediction model – *Journal of Valuation*, 7 (1), 36-52.
- Greene, H. W. (2003) *Econometric Analysis: International Edition 5. tr. New York: Pearson Education International.*
- Gujarati, D. N. (1995) *Basic Econometrics 3. tr. New York: McGraw-Hill.*
- Hough, D. E., Kratz, C. G. (1983) Can “Good” Architecture Meet the Market Test – *Journal of Urban Economics*, 14 (1), 40-54.
- Hui, E. C. M., Yu, K. H. (2006) The Dynamics of Hong Kong Office Rental Market – *International Journal of Strategic Property Management*, 10, 145-168.
- Kinnisvara hindamimine: Eestikeelne väljaanne (2008) Appraisal Institute / Eesti Kinnisvara Hindajate Ühing. 13. tr. Tallinn: EKHÜ.
- Lane, S. J., Vandell, K. D. (1989) The Economics of Architecture and Urban Design: Some Preliminary Findings – *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 17 (2), 235-260.
- Loetelu suurte rahvahulkade kogunemisega seotud üle 500-ruutmeetrise kasuliku pinnaga sisekliima tagamisega hoonete liikidest, mille puhul on nõutav energiamärgise olemasolu¹ (2012). – RT I, 17.07.2012, 1.
- Miettilä, A. (2001) A Hedonic Model for Finnish Housing Rent and a Comparative Analysis for Two Towns. *Turku: Publications of the Turku School of Economics and Business Administration.*
- Mills, S. E. (1992) Office Rent Determinants in the Chicago Area – *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 20 (1), 273-287.
- Newsec Property Outlook: Spring 2014 – Newsec Property Management EE OÜ kodulehekül [WWW] <http://www.newsec.ee/media/reports/NPOspring2014.pdf> (27.04.2015)
- Ozus, E. (2009) Determinants of Office Rents in the Istanbul Metropolitan Area – *European Planning Studies*, 17 (4), 621-633.

Pekdimir, D., Öven, V. A. (2006). Office Rent Determinants Utilising Factor Analysis – *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33, 51-73.

Planeerimisseadus (2002) – *RT I*, 99, 579

Rosen, S. (1974) Hedonic Prices and Explicit Markets: Production Differentiation in Pure Competition. – *Journal of Political Economy*, 82 (1), 34-55.

Shilton, L., Zaccaria, A. (1994) The Avenue Effect, Landmark Externalities and Cubic Transformation: Manhattan Office Valuation – *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 8, 151-165.

Tallinna linna ehitusmääruse (2012) – *RT IV*, 09.03.2013, 42.

Võlaõigusseadus (2001) – *RT I*, 81, 487.

SUMMARY

OFFICE RENT DETERMINANTS IN TALLINN

Matis Joab

Rental rates of office buildings are of paramount interest to both investors and developers of office buildings. The aim of this work is to ascertain the determinants of office rent within a hedonic framework and develop a regression model for predicting office rents, based on the measurable attributes of office buildings.

Prior to the start of the empirical study, the author proposed five hypothesis of what types of building attributes impact office rent in a statistically significant way. These proposed hypothesis were:

1. The age of the building, and the time that has passed since the most recent retrofit, impacts office rents.
2. The location of an office building in relation to the city's central business (CBD) district has an impact on office rents.
3. A higher number of floors of an office building has a positive effect on office rents.
4. Higher ancillary costs connected with renting an office premise impact rents negatively
5. Providing additional amenities to building tenants impact office rents positively

A statistical sample population of Tallinn office buildings was collected via a survey of office building owners. Additional measurable parameters for the buildings, for which survey responses were received, were collected using Estonian Building Registry data and direct observations of the buildings in question. In total 16 independent variables were tested for statistical significance. The final sample included 33 office buildings with a total gross

rentable area (GLA) of approximately 195 000 square meters, which is slightly less than a third of the total rentable area of Tallinn's office buildings.

After carrying out various statistical tests, ten of the initial independent variables were discarded, due to not being statistically significant or taking the wrong sign. All six variables that remained in the final model were statistically significant at the 5% level and took the expected theoretical sign. These variables were:

- the age of the building or the number of years that have passed since the latest retrofit (whichever is lower for the building in question),
- dummy-variable indicating whether the building is located in the CBD,
- distance from the geographic centre of the CBD,
- number of floors of the building,
- dummy-variable indicating whether the building was built during the period of Soviet occupation in Estonia (1945-1991),
- the percentage of the total area of the building which is not included under the GLA.

It should be noted, that while the first three variables were also significant at the 1% and even 0,1% level, the later three variables were statistically insignificant at the 1% level.

The final regression model was significant at the 1% level and explained approximately 90% of the variation in office building average rental rates. However the standard error of the predictions was 1,15 euros per square meter, which limits the practical application of this model for forecasts. Based on the above findings it was not possible to disprove hypothesis #1, #2 and #3. However no evidence was found to support hypothesis #4 and #5.

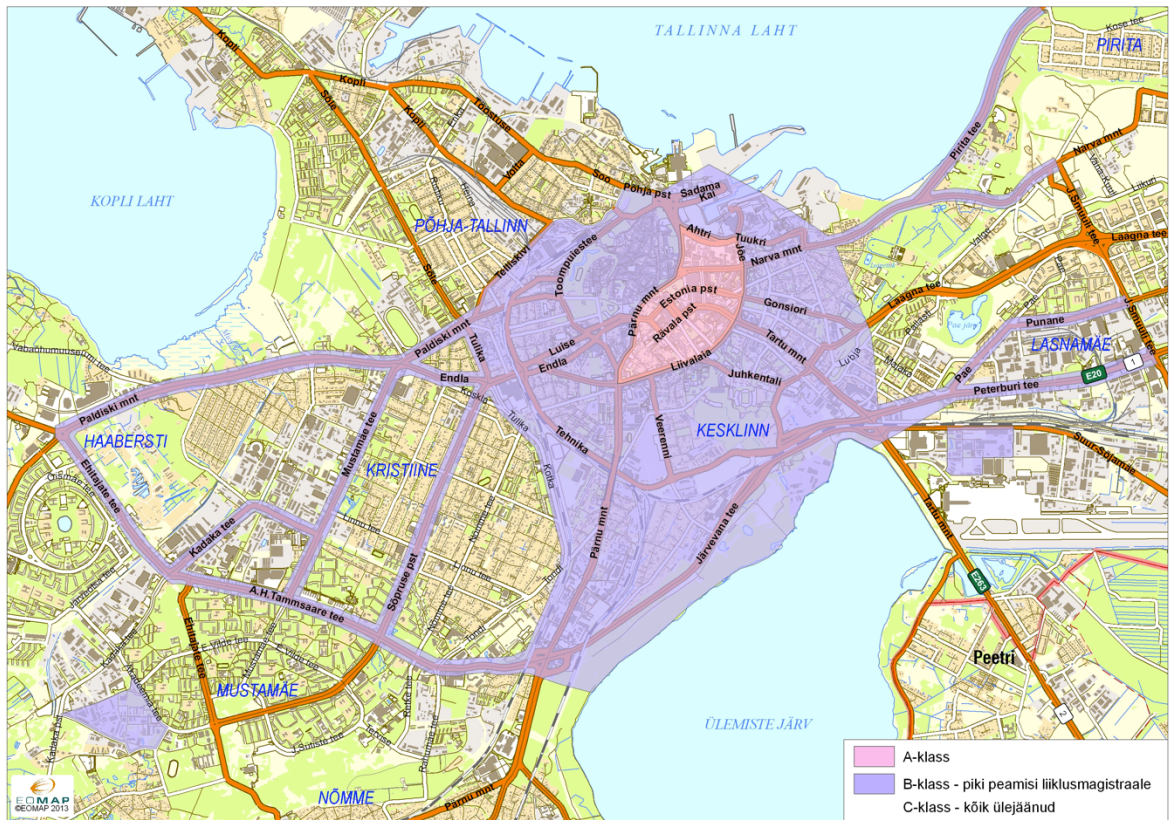
LISAD

Lisa 1. Läänemere regiooni bürooturgude mahud ja parimad tootlused, 2015

	Parim tootlus (%)	Turu maht (tuhandetes ruutmeetrites)
Tallinn	6,75	630
Riia	7,00	690
Vilnius	7,00	510
Turu	7,50	770
Tampere	7,00	860
Oulu	7,25	600
Helsingi	5,30	8 430
Stockholm	4,50	11 240

Allikas: Catella...

Lisa 2. EKFL asukoha klassifikatsiooni kaart



Lisa 3. Korrelaatiomatriksi

	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃	X ₁₄	X ₁₅	X ₁₆			
X ₁	1	-0,03	0,21	-0,11	0,33	0,46	-0,34	0,41	0,20	0,15	-0,32	0,14	-0,21	0,09	0,43	0,09	0,44	0,43	
X ₂	-0,57	1	0,19	-0,05	-0,20	-0,07	-0,14	-0,22	0,01	0,08	-0,13	-0,03	-0,16	-0,09	-0,22	-0,14	1	0,09	
X ₃	0,00	0,21	1	0,34	-0,31	-0,33	-0,05	0,49	0,11	0,10	-0,24	0,12	-0,14	-0,01	0,04	-0,19	0,34	0,20	0,47
X ₄	-0,22	-0,11	0,34	1	-0,71	-0,32	0,32	0,05	0,34	0,48	-0,46	0,71	-0,03	0,13	0,25	0,24	1,00	0,01	0,20
X ₅	0,66	0,33	-0,31	-0,71	1	0,75	-0,34	-0,05	-0,27	-0,32	0,70	-0,51	-0,12	0,14	0,00	-0,26	0,06	0,06	0,22
X ₆	-0,70	0,46	-0,33	0,46	0,75	1	-0,24	-0,19	-0,27	-0,16	0,69	-0,16	-0,12	0,23	0,15	-0,24	0,06	0,22	0,36
X ₇	0,52	-0,34	-0,05	-0,34	-0,34	-0,19	1	0,41	0,20	0,15	-0,32	0,38	0,64	-0,16	0,27	0,38	0,22	0,36	0,11
X ₈	0,20	-0,29	-0,07	-0,29	-0,05	-0,19	0,41	1	0,55	0,14	-0,21	0,09	0,43	0,09	0,44	0,43	0,22	0,36	0,11
X ₉	0,09	0,11	0,49	0,11	-0,27	-0,27	0,20	0,55	1	0,19	-0,41	0,14	0,12	0,30	0,39	0,21	0,06	0,22	0,36
X ₁₀	0,53	-0,28	0,10	-0,28	-0,32	-0,16	0,15	0,14	0,19	1	-0,28	0,56	0,06	0,22	0,36	0,11	1	0,09	0,28
X ₁₁	0,57	0,46	-0,24	0,46	0,70	0,69	-0,32	-0,21	-0,41	-0,28	1	-0,55	-0,28	0,16	0,01	-0,36	-0,28	0,16	0,01
X ₁₂	0,63	-0,29	0,12	-0,29	-0,51	-0,16	0,38	0,09	0,14	0,56	-0,55	1	0,18	0,10	0,31	0,28	0,06	0,22	0,36
X ₁₃	0,32	-0,37	-0,14	-0,37	-0,03	-0,12	0,64	0,43	0,12	0,06	-0,28	0,18	1,00	0,01	0,20	0,47	0,06	0,22	0,36
X ₁₄	0,04	0,24	-0,01	0,24	0,13	-0,16	-0,16	0,09	0,30	0,22	0,16	0,10	0,01	0,20	0,20	0,47	0,22	0,36	0,11
X ₁₅	0,11	0,17	0,04	0,17	0,25	0,15	0,27	0,44	0,39	0,36	0,01	0,31	0,20	0,20	0,20	0,47	0,36	0,36	0,11
X ₁₆	0,48	-0,31	-0,19	-0,31	-0,26	-0,24	0,38	0,43	0,21	0,11	-0,36	0,28	0,47	0,47	0,47	0,47	0,36	0,36	0,11

Lisa 4. Regressioonanalüüs, Mudel 1

Regressioonistatistikud

Lineaarne korrelatsioonikordaja R	0,961
Determinatsioonikordaja R ²	0,924
Kohandatud R ²	0,884
Standard viga σ	1,176
Vaatluste arv n	33
Akaike informatsioonikriteerium	3,438
Schwartsi informatsioonikriteerium	3,982

Dispersioonanalüüs

	Vabadusastmed	Ruutude summa	Keskruut	F-statistik
Regressioon	11	353,56	32,14	23,22
Jääkliikmed	21	29,06	1,38	
Kokku	32	382,62		

Regressiooni kordajate analüüs

	Koefitsient	Standard viga	t-statistik	p-väärtus
Konstant	10,896	0,985	11,061	0%
X1 (NSVL)	-0,990	0,674	-1,468	16%
X3 (Vanus II)	-0,157	0,028	-5,649	0%
X4 (CBD)	3,223	0,951	3,387	0%
X5 (Cntr km)	-0,315	0,175	-1,800	9%
X6 (Tehnopol)	-0,938	1,058	-0,887	39%
X7 (Korrus)	0,113	0,079	1,424	17%
X8 (GLA)	0,000	0,000	-0,654	52%
X10 (Kadu)	6,974	2,445	2,852	1%
X13 (P kaetud)	0,610	0,761	0,802	43%
X15 (Resto)	-0,372	0,597	-0,623	54%
X16 (Klaasf)	0,681	0,715	0,952	35%

Lisa 5. Regressioonanalüüs, Mudel 3

Regressioonistatistikud

Lineaarne korrelatsioonikordaja R	0,896
Determinatsioonikordaja R ²	0,803
Kohandatud R ²	0,782
Standard viga σ	1,614
Vaatluste arv n	33
Akaike informatsioonikriteerium	3,908
Schwartsi informatsioonikriteerium	4,090

Dispersioonanalüüs

	Vabadusastmed	Ruutude summa	Keskruut	F-statistik
Regressioon	11	353,56	32,14	23,22
Jääkliikmed	21	29,06	1,38	
Kokku	32	382,62		

Regressiooni kordajate analüüs

	Koefitsent	Standard viga	t-statistik	p-väärtus
Konstant	13,887	0,901	15,417	0,00%
X3 (Vanus II)	-0,190	0,031	-6,203	0,00%
X4 (CBD)	3,512	0,910	3,861	0,06%
X4 (Centre km)	0,635	0,137	-4,621	0,01%