

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Kristin Unga

**KINNISVARA TASKUKOHASUSE MÕJU KODUS ELAVATE
NOORTE OSAKAALULE PÕHJAMAADE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava RAKENDUSLIK MAJANDUSTEADUS, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 8995 sõna sissejuhatusesest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Kristin Unga

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 185841TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: ungakristin@gmail.com

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS.....	6
1. KODUS ELAVATE NOORTE OSAKAALU OLEMUS JA ÜLEVAADE VARASEMAST KIRJANDUSEST, KINNISVARA TASKUKOHAASUS	8
1.1. Kodus elavate noorte osakaalu näitaja	8
1.2. Noorte elukoha valikut mõjutavad tegurid varasema empiirilise kirjanduse põhjal.....	9
1.2.1. Tööturu ebakindluse ja töötuse mõju	9
1.2.2. Haridustaseme mõju.....	11
1.2.3. Palgataseme mõju.....	12
1.2.4. Linnastumise mõju	14
1.2.5. Kinnisvarahindade ja eluasemega seotud kulutuste mõju.....	15
1.2.6. Muud väljatoodud tegurid	16
1.3. Kinnisvara taskukohasuse hindamine ja meetodid.....	18
2. ÜLEVAADE ANDMETEST JA METOODIKAST.....	20
2.1. Andmete kirjeldus	20
2.2. Kirjeldav statistika.....	24
2.3. Meetodite valik.....	26
3. KODUS ELAVATE NOORTE OSAKAALU JA KINNISVARA TASKUKOHAASUSE VAHELISE SEOSE EMPIIRILINE ANALÜÜS	30
3.1. Ökonomeetriline mudel.....	30
3.2. Mudeli analüüsi tulemused.....	33
3.2. Analüüsi järeldused	34
KOKKUVÕTE.....	37
SUMMARY	39
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU.....	41
LISAD	45
Lisa 1. Töös kasutatavad andmed	45
Lisa 2. Töös kasutatavate näitajate dünaamika	48
Lisa 3. Korrelatsioonimaatriks	49
Lisa 4. Paneelandmete statsionaarsuse kontrolli tulemused Levin, Lin & Chu testiga	50
Lisa 5. Ühendatud mudeli Gretli aruanne, kümme sõltumatut muutujat	51

Lisa 6. Ühendatud mudeli Gretli aruanne, üheksa sõltumatut muutujat	52
Lisa 7. LSDV mudeli ja kitsenduste F-testi Gretli aruanne	53
Lisa 8. Fikseeritud efektidega mudeli ja multikollineaarsuse testi Gretli aruanne, üheksa sõltumatut muutujat.....	54
Lisa 9. Fikseeritud efektidega mudeli ja multikollineaarsuse testi Gretli aruanne, kaheksa sõltumatut muutujat.....	55
Lisa 10. Fikseeritud efektidega mudeli, multikollineaarsuse ja ajaefekti testi Gretli aruanne..	56
Lisa 11. Juhuslike efektidega mudeli ja multikollineaarsuse testi Gretli aruanne	57
Lisa 12. Juhuslike efektidega mudeli, multikollineaarsuse ja ajaefekti testi Gretli aruanne	58
Lisa 13. Kohandatud standardvigadega juhuslike efektidega mudeli Gretli aruanne	59
Lisa 14. Lõplik fikseeritud efektidega mudeli ja multikollineaarsuse testi Gretli aruanne.....	60
Lisa 15. Lihtlitsents	61

LÜHIKOKKUVÕTE

Koroonaviiruse levik tõi päevavalgele mitmesuguseid ohte. Näiteks noored, kes käisid tööl ning elasid vanematega koos, nakatasid oma vanemaid, kes olid riskirühmas. Lapsepõlvest täiskasvanuikka ülemineku üheks oluliseks sammuks on just vanematekodust väljakolimine. Selgub, et tänapäeva noored alustavad iseseisvat elu pisut hiljem, võrreldes varasemaga. Sellisel muutusel on tagajärjed nii sotsiaalsel kui ka majanduslikul tasemel.

Varasemast empiirilisest kirjandusest selgub, et noorte elukohavalikut mõjutavad peamiselt tööturu seis, hariduse- ja palgatase, linnastumise protsess ning ka kinnisvarahinnad ja kinnisvaraga seotud kulutused. Meedias on toonitatud just kinnisvara taskukohasuse probleemi. Sellest ajendatult toob autor töös välja ka kinnisvara taskukohasuse olemuse ja meetodid.

Kui varasemates uurimustes on analüüsitud mikroandmeid, siis käesolevas töös kasutab autor riikide makroandmeid. Valim koosneb neljast Põhjamaa riigist: Norra, Rootsi, Soome ja Taani. Vaadeldava perioodi piirangu seab kodus elavate noorte osakaalu näitaja avaldamine alates 2003. aastast. Sõltumatuteks muutujateks on valitud varasema kirjanduse põhjal muutujad 20-24aastaste noorte kohta. Nendeks on töötuse määr, reaalpalk, kõrgharitud noorte osakaal ja noorte osakaal rahvastikust. Lisaks on analüüsi kaasatud näitajaid nagu kinnisvara taskukohasuse näitaja, linnastumismäär, reaalne kinnisvara hinnaindeks, valitsuse kultused kõrgharidusele osakaaluna SKP-st ning vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaal. Samuti on lisatud kriisi tähistav fiktiivne muutuja, et hinnata kriisi võimaliku mõju uuritavale näitajale.

Nii korrelatsioon- kui ka regressioonanalüüsis selgus, et Põhjamaade näitel on kinnisvara taskukohasuse seos kodus elavate noorte osakaaluga vastupidine, kui teooriast ja loogikast järeldada võiks. Lõplik mudel võttis lisaks arvesse töötuse määr, reaalse kinnisvara hinnaindeksi, kriisi, kõrgharitud noorte osakaalu ja noorte reaalsalga mõju.

Võtmesõnad: Kodus elavate noorte osakaal, kinnisvara taskukohasus, jääktulu meetod, paneeländmed

SISSEJUHATUS

Koroonaviiruse esimese laine ajal ilmus The New York Timesis artikkel (Goodman, Bubola 2020), milles räägiti kodus elavate noorte tekitatud nakatumisohust Lõuna-Euroopa riikides. Probleem seisnes selles, et töөлkäivad noored tõid viiruse koju vanematele, kes on riskirühmas. Artiklis selgitavad autorid tekkinud olukorda nii kultuuriliste eripäradega kui ka sotsiaalsete muutustega. Viimane hõlmab endas trendi, kus kodus elavate noorte osakaal on peale 2008. aasta majanduskriisi kasvanud.

The Guardian toob (Mohdin 2019) välja samasuguse muutuse Ühendkuningriigi kohta. Artiklis antakse ülevaade uuringust ja tuuakse välja ka intervjueritud noorte ütlusi. Mõlemad väljendasid probleemi, et iseseisev elu koos isikliku elukohaga ei ole noortele taskukohane. Lisaks, 2018. aasta Financial Timesi artiklis räägitakse väitest, et Y-generatsioon on esimene, kelle elujärg on oma vanemate generatsioonist halvem. Ühe põhjusena tuuakse ka siin välja asjaolu, et kinnisvarahindade kasvutempo on ületanud palkade kasvutempot. (O'Connor 2018)

Vanematekodust välja kolimine on aga üks oluline samm täiskasvanuea alustamiseks (Berngruber 2015; Adamopoulou 2016). Sellel etapil on nii sotsiaalsed kui ka majanduslikud positiivsed välismõjud. Majanduslikust aspektist tuleneb sammude olulisus laiemas vaates tööjõu panusest ja produktiivuse kasvatamisest. Isiklikus vaates algab selles eas just jõukuse kasvatamine. (Cooper, Luengo-Prado 2018; Modena, Rondinelli 2011)

Bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kui palju avaldab kinnisvara taskukohasus mõju kodus elavate noorte osakaalule Põhjamaade näitel. Autor valis uuritavaks regiooniks Põhjamaad, kuna varasemas kirjanduses domineerivad Lõuna-Euroopa riigid. Viimastes saab antud nähtust selgitada ka kultuuriliste tavade, mis Põhja-Euroopas üldlevinud kommeteks saanud ei ole (Albertini, Kohli 2013). Seetõttu annab käesolev töö uuritava probleemi valdkonda uudsust ning teavet, kas teiste regioonide mõjutegurid on rakendatavad ka Põhjamaade puhul.

Bakalaureusetöö uurimisküsimused on:

- Milliseid kodus elavate noorte osakaalu mõjutavaid tegureid on eelnevad empiirilised uurimused katnud ning seoseid leidnud?
- Millise meetodiga saab kinnisvara taskukohasust arvesse võtta?
- Kui suurt mõju omab kinnisvara taskukohasus kodus elavatele noorte osakaalu kujunemisele Põhjamaades?
- Millised muud tegurid mõjutavad sõltuvat muutujat Põhjamaade näitel?

Töös kasutatakse sekundaarandmeid. Valimisse on hõlmatud Põhjamaa riigid: Norra, Rootsi, Taani ja Soome. Andmed saadi Eurostati, UNESCO, OECD, BIS-i ja Maailmapanga andmebaasidest. Kodus elavate noorte osakaalu näitajat avaldatakse aastaste andmetena ning vaatlusperioodiks saab andmete kättesaadavust arestades võtta perioodi 2003-2019. Kuna aegrida on küllaltki lühike, viiakse läbi ökonomeetriline analüüs paneelandemetega.

Empiirilises osas modelleeritakse ökonomeetriline mudel. Autor viib läbi esmalt korrelatsioon- ning seejärel regressioonanalüüsi, kus sõltuvaks muutujaks on kodus elavate noorte osakaal ning sõltumatuteks muutujateks on varasema kirjanduse põhjal valitud muutujad. Nendeks on enamlähivad näitajad nagu noorte töötuseäär, kõrgharitud noorte osakaalu näitaja, noorte keskmine reaalpalk, reaalne kinnisvara hinnaindeks ja linnastumismäär. Lisaks kaasab autor mudelisse ka valitsusepoolsed kulutused kõrgharidusele, kinnisvara taskukohasust hindava näitaja, kriisi tähistava fiktiivse tunnuse, noorte osakaalu rahvastikust ja vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaalu. Mudelit tehes tuleb kindlaks teha, kas tegemist on fikseeritud või juhusliku efektiga mudeliga. Sealjuures kontrollitakse paneelandmete statsionaarsust, jääkliikmete allumist normaaljaotusele, multikollineaarsust, jääkliikmete autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsust.

Töö on jaotatud kolme suuremasse peatükki. Esimene nendest annab ülevaate varasemast empiirilisest kirjandusest ning toob välja peamised tegurid, mis mõjutavad noorte elukoha valikut. Lisaks tuuakse välja peamised kinnisvara taskukohasust hindavad meetodid. Teises osas kirjeldatakse töös kasutatavaid andmeid ja metoodika valikut. Kolmas osa sisaldab ökonomeetrilise mudeli koostamist, selle analüüsi ning töö järeldusi.

1. KODUS ELAVATE NOORTE OSAKAALU OLEMUS JA ÜLEVAADE VARASEMAST KIRJANDUSEST, KINNISVARA TASKUKOHASUS

1.1. Kodus elavate noorte osakaalu näitaja

Kodus elavate noorte osakaalu väljendatakse protsentuaalselt vastava vanusegrupi koguarvust, kes elavad vanematega ühises kodus (Eurostat, tabel ILC_LVPS08).

Eurostati andmetel (Eurostat, ülevaade *Age of...*) oli 2019. aastal keskmine vanus vanematekodust lahkumisel 26,2 aastat. Euroopa Liidus tõusis keskmine vanus kodust lahkumisel 0,3 aasta võrra vahemikus 2002-2006 ning perioodil 2006 kuni 2019 on näitaja langenud 0,6 aasta võrra. Siinkohal tuleb aga vaadata numbrite taha. Viimases vahemikus langes 12 liikmesriigis vastav näitaja (suurim langus Luksemburgis 6,1 aasta võrra), 11 tõusis (suurim tõus Iirimaa 1,5 aasta võrra) ja kahes jäi muutumatuks. (Eurostat 2020) Pew Research Centeri artiklis on välja toodud, et USAs on sama näitaja ületanud 2020. aasta keskpaigas 1929. aastal alanud ülemaailmse majanduskriisi ajastu taseme (Fry *et al.* 2020).

OECD toob oma 2020. aastal avaldatud eluasemete ja kaasava kasvu ülevaates välja, et 20-29-aastaste noorte seas on vanemate juures elamine muutunud aina tavapärasemaks. Tuuakse välja ka asjaolu, et riikidevahelised erinevused on suured. Üle 70 protsendi selles vanusevahemikus noortest elavad vanematega koos riikides nagu Itaalia, Slovakkia, Kreeka, Sloveenia, Hispaania ja Portugal. Kontrastiks on aga Põhjamaad, kus ainult 10-20 protsenti noortest elavad veel kodus.

Kuigi igal hetkel eksisteerib mingisugune loomulik kodus elavate noorte määr kõrvutades seda näiteks loomuliku töötuse määraga, mis võib tuleneda elukoha vahetusest, hariduse omandamisest (Modena ja Rondinelli kitsendasid seetõttu oma 2011. aasta töös valimit ainult nendele noortele, kes ei õppinud samal ajal), siis Olofsson *et al.* (2020) on leidnud positiivse seose ka majandusliku ebakindluse ja bumerangiefekti vahel. Efekti olemus seisneb selles, et noored küll kolivad

vanematekodust välja, aga mingi aja pärast pöörduvad tagasi (Parker 2012). Seetõttu on kodus elavate noorte osakaal suuremat kõlapinda leidnud just kriiside ajal.

Vanematekodust väljakolimine on isikliku arengu vaatepunktist oluline samm. Üleminekut lapsepõlvest täiskasvanuikka võib kirjeldada viie etapi kaudu: kooli lõpetamine, vanematekodust lahkumine, karjääri alustamine, abiellumine ja lapsevanemaks saamine. Etappe võib omakorda jaotada sotsiaalseteks ja majanduslikeks sammudeks. (Shanahan *et al.* 2005) Sotsiaalset poolt iseloomustavad otsused partneri valikul ja pere loomisel. Sotsiaalne otsus saada lapsevanemaks on otseselt seotud ka tuleviku majandusseisuga. Majanduslikust aspektist on iseseisva elu alustamine oluline just panuses tööjõusse ja majanduse produktiivsuse kasvatamisel. Lisaks algab sel ajal individuaalne jõukuse kasvatamine. (Cooper, Luengo-Prado 2018; Modena, Rondinelli 2011)

Shanahan *et al.* toovad oma 2005. aasta töös välja ka, et nende viie kriteeriumi põhjal on täiskasvanute osakaal 20. ja 30. eluaastates inimeste seas langenud viimastel kümnenditel. Sellisel arengul on mõjud aga koduomamismäärale, elukondlikku kinnisvarasse investeerimisele, jõukuse kasvatamisele ja viljakusele (Cooper, Luengo-Prado 2018).

1.2. Noorte elukoha valikut mõjutavad tegurid varasema empiirilise kirjanduse põhjal

1.2.1. Tööturu ebakindluse ja töötuse mõju

Võrreldes oma eakaaslastega minevikus, kasvatavad tänapäeva noored jõukust aeglasemini. Jõukus on aga oluline komponent elus, kuna pakub majanduslikku kaitset halvemate aegade eest ja annab ka võimaluse laenata nii halvema aja katteks kui ka parematel aegadel muude investeeringute jaoks (Heady *et al.* 2008). Aeglasemat kasvu võib seletada nii kasvava eaga tööturule sisenemisel, ebakindlamate tööturu väljavaadete kui ka palkade aeglasema kasvuga. (Clarke *et al.* (ilmumas) viidatud OECD 2020).

Uurides Euroopa erinevate regioonide vahelisi erisusi kodus elavate noorte osakaalu mõjurites, leidsid töö autorid, et töötuse ja kodus elamise vahel on positiivne seos. Andmed pärinesid kümnes Euroopa riigis läbiviidud küsimustiku tulemustest ning neid analüüsiti Heckmani probit mudeli

abil. Mudelist selgus, et kodus elamine või vanematekoju tagasipöördumine on tõenäolisem just töötute noorte puhul kõikides uuritud regioonides. (Albertini, Kohli 2013)

Di Stefano (2019) toob välja Itaalia piirkondade vahelised erisused meeste kodus elamise määra mõjutavates tegurites. Andmed on kogutud Itaalia majapidamiste sissetulekute ja jõukuse uuringust. Kasutades diskreetse valiku mudelit leiab autor, et Põhja-Itaalias on noorte madal palgatase ka kõrge töötuse määra põhjustaja, mis omakorda suurendab vanematekodus elamist. Lõuna-Itaalias on suurimaks probleemiks tööpakkumiste vähesus ja ka parema kvaliteediga tööde väiksem osakaal. Parema kvaliteediga tööd iseloomustab kvalifitseerumine töötuskindlustusmaksetele, väiksem tõenäosus töö kaotada ja ka suurem palk. Lisaks toob autor välja, et madalad palgad ei oma lõuna piirkonnas tööhõive määrale mõju, kuna tööhõive on seal niigi madal. Lõuna-Itaalia puhul on märkimisväärne, et kindlus tuleviku suhtes (parema kvaliteediga töö olemasolu) omab tööhõivele tugevat mõju.

Stone *et al.* uurisid oma 2011. aasta töös Ühendkuningriigi 16-34-aastaste noorte andmeid. Autorid kasutasid kaalutud multinominaalset logistilist regressioonanalüüsi. Uurimuses tuuakse ühe tegurina välja majandusliku ebakindluse mõju. Autorid väljendavad majanduslikku ebakindlust töötuse määra, ajutiste töölepingute või osakoormusega töötamise ja majandusliku passiivsuse kaudu. Analüüsi käigus selgus, et kõikides vanusegruppides oli just töötutel Ühendkuningriigi meestel suurim tõenäosus elada koos vanematega, võttes referentsväärtuseks kõrgharidusega UKs sündinud mehed. Kuna autoritel oli kasutada andmed aastatel 1998 kuni 2008, siis tuuakse töös välja ka see, et kuigi kõikides vanusegruppides ja kõikide majanduslike taustadega on näha, et tõenäosus kodus elada on 2008. aastal suurem, on see vahe kasvanud kõige rohkem just ebakindlama taustaga noorte meeste seas.

Moreno Minguez uuris oma 2018. aasta töös Hispaania noorte elukoha valikuid mõjutavaid tegureid. Andmed pärinesid 2012. aasta Hispaania noorte küsitlusest, millest autor võttis valimi 3944 noorest vanuses 19-29. Kasutades binaarset logistilist regressioonmudelit, leidis autor, et meeste puhul avaldas mõju tööhõivestaatus, mis naiste puhul statistiliselt oluline ei olnud. Töoga hõivatud mehe puhul on tõenäosus iseseisvalt elada 1,4 korda suurem kui töötute meeste puhul.

Cooper ja Luengo-Prado uurisid 2018. aastal kahe grupi näitel leibkondade moodustamise mõjureid. Üheks valimiks olid 14-22-aastased USA noored aastal 1979 ning teise grupi moodustasid noored, kes olid 12-16-aastased aastal 1997. Autorid keskendusid oma töös 23-33-

aastastele noortele. Analüüsil leiti seos ka töötuse määra ja koduselamise vahel. Tuli välja, et majandustsüklite mõju uuritavale näitajale ei ole suur. 1-protsendipunktiline tõus osariigi töötuse määras suurendas kodus elamise tõenäosust valimis 0,6 protsenti. Autorid võtsid arvesse ka tööhõivestaatus. Ühendatud mudel näitas, et töötavatel noortel on 3,2 protsendipunkti suurem tõenäosus elada eraldi, võrreldes töötu noorega. Gruppidevahelisi erinevusi uurides leidsid autorid, et kuigi töötuse määr 1979. aasta valimis rolli ei mänginud, siis 1997. aasta valimis oli töötuse määra tõusul tõenäosus kodus elada 1 protsendipunkt kõrgem.

Bitler ja Hoynes (2015) uurisid USA andmetel töötuse määra ja noorte elukoha valiku vahelisi seoseid. Visuaalsel analüüsil oli aastatel 2007-2011 nende kahe näitaja vaheline seos väga nõrk. Seejärel koostasid autorid mitmese regressioonmudeli 1980-2013. aasta andmete kohta, kus küsitluse aastal leitud elukoha valik on seotud eelmise kalendriaasta töötuse määraga. Valimis olid noored vanuses 18-30. Autorid leiavad, et 1-protsendipunktiline tõus töötuse määras vastab 0,7-protsendilisele langusele iseseisva elamise osakaalus. Samuti toovad autorid välja, et kuigi seos jäi samasuunaliseks, siis 18-24-aastaste seas oli mõju suurem kui 25-30-aastaste seas. Seos ei olnud aga ühelgi korral statistiliselt oluline. Lisaks uurisid autorid, kas 2008. aasta majanduskriisi mõju oli teistsugune kui 1980ndate aastate majanduslangus. 1-protsendipunktiline tõus töötuse määras langetas iseseisvalt elavate noorte osakaalu 1980ndatel 0,5 protsenti, võrreldes 1,33-protsendilise langusega 2008. aasta majanduskriisi ajal. Ka siin ei olnud kordajad eraldi ega ka gruppidevaheline erinevus statistiliselt oluline.

1.2.2. Haridustaseme mõju

Võiks eeldada, et haridustase on negatiivselt seotud koduselamise tõenäosusega, kuna kõrgemat haridustaset seostatakse kõrgema palgaga, mis omakorda annaks kindlustunde üksinda hakkama saamiseks. Kuigi seda mõttekäiku toetavad mitmed uuringud, tuleb ka välja, et haridustase ei pruugi alati olla statistiliselt oluline. Lisaks on leitud ka erisusi õppivate noorte korral.

Ühendkuningriigi riikliku statistikaameti 2016. aasta ülevaates tuuakse välja asjaolu, et noortel on varasemaga võrreldes pikem haridustee. UKs on täiskohaga õppivate 18-24-aastaste noorte arv 2015. aastaks kasvanud 72%, võrreldes 1996. aastaga. Samuti on kahekordistunud nende õppurite osakaal, kes on otsustanud õpingute ajal kodus elada, mida saab seletada näiteks kulude kokkuhoiuga.

Ühendkuningriigi statistikaameti andmeid kinnitab ka Stone *et al.* (2011) uurimus, kus tuuakse välja ka haridustaseme mõju elukoha valikule. Nad leidsid, et 22-24-aastaste vanusegrupi puhul on tõenäosus vanemate juures elada suurim just kõrgharitud noorte puhul. Autorid seletavad seda sellega, et UK noorte puhul on tavaline suunduda peale ülikoolikraadi omandamist tagasi vanematekoju. Teisalt on näha, et vanusegruppides 25-29 ja 30-34 on just nende noorte kodus elamise tõenäosus suurim, kellel puudub kvalifikatsioon.

Albertini ja Kohli 2013. aasta uurimusest tuli välja, et noored elavad suurem tõenäosusega vanematega, kui nad on õpilased või tudengid. Autorid leidsid, et kõrgelt haritud noortel on märkimisväärselt suurem tõenäosus elada eraldi. Lisaks toovad autorid välja, et noore haridustase mängib Kesk- ja Lõuna-Euroopas palju suuremat rolli elukoha valikul kui Skandinaavias.

USAs uuriti kahe grupi näitel leibkondade moodustamise mõjureid ning ühendatud mudel näitas, et õppivatel noortel on tõenäosus kodus elada 3,1 protsendipunkti suurem kui neil, kes koolis ei käi. Lisaks ilmnes, et ülikooli lõpetanutel on 2,4 protsendipunkti võrra suurem tõenäosus iseseisvalt elada. (Cooper, Luengo-Prado 2018)

Saksamaa andmete põhjal viidi läbi uuring, mis hindas ühe korra kodust välja kolinud noorte tõenäosust pöörduda tagasi vanematekoju. Valim hõlmas 18-32-aastaseid noori ning autorid kasutasid binaarset logistilist regressioonmudelit. Vastupidiselt enamikele uuringutele leidsid autorid, et Saksamaa noorte näitel haridustase ei osutunud statistiliselt oluliseks. Selle juures võrreldi valikut kõrghariduse ja ametikooli vahel. (Berngruber 2015) Seda toetab ka Moreno Minguezi 2018. aasta uuring, kus selgus, et Hispaania 19-29aastaste meeste hulgas kõrghariduse omandamine ei osutunud samuti statistiliselt oluliseks.

1.2.3. Palgataseme mõju

OECD riikide seas on kinnisvarahinnad koos mõne langusperioodiga üldiselt kasvavas trendis (OECD, tabel *Housing prices*). Sellist pidevat hinnakasvu peaks toetama ka võrreldav kasv palkades, et eluasemed oleks jätkuvalt nii taskukohased kui ka kättesaadavad. Ilmneb, et kuigi palkade ja elukoha valiku vahel on uuringutega seos leitud, ei ole palga ja kinnisvarahindade kasvutempo olnud võrreldav.

2016. aastal ilmus Ühendkuningriigi riikliku statistikaameti kodulehel artikkel, milles arutati noorte elukoha valikuid. Tuuakse välja fakt, et kui 1971-1999. aastani moodustasid esimese kodu

hinnad kaks kuni kolm aastapalga suurus, siis 2004. aastal jõudis näitaja oma tippu 4,5-kordse aastapalga juurde. Sellel tasemel on näitaja suuresti püsinud siiani. Cribb *et al.* (2018) näitavad, et kui aastatel 2015-2016 oli pea 90 protsendi Ühendkuningriigi 25-34-aastaste noorte keskmine eluaseme hind vähemalt neljakordne aastapalga suurus, siis 20 aastat tagasi mõjutas see vähem kui 50 protsenti noori samast vanusegrupist. Riigi statistikaamet toob välja ka selle, et 2013. aastal olid kahekümnendates eluaastates noorte reaalpalgad keskmiselt 12% madalamad kui aastal 2009 samal vanusegrupil, mis on vastupidine kinnisvarahindade dünaamikale. Seda kinnitavad ka Cribb *et al.* (2018) oma näitega, kus aastatel 2015-2016 olid mediaan kinnisvarahinnad inflatsiooniga korrigeeritult 152 protsenti kõrgemad kui aastatel 1995-1996, võrreldes 25-34-aastaste reaalse neto palgakasvuga samal perioodil, mis oli 22 protsenti.

Aurand *et al.* (2020) toovad USA näitel välja, et üheski osariigis, suurlinna-alas ega maakonnas ei suuda antud regiooni miinimupalka teeniv täiskohaga töötaja lubada endale tagasihoidlikku kahetoalist üürikorterit. 5 protsendis maakondades saab samasugustel tingimustel töötav töötaja lubada ühetoalist üürikodu. Lisaks toovad autorid välja sissetulekute jaotuse detiilide kaupa, mis näitab, et üle 40 protsendi täiskohaga palgatöötajatest ei teeni tunnis piisavalt ühe magamistoaga maja rentimiseks. Rendi tunnihind on avutatud, kasutades 30 protsendi reeglit, mis on USAs peamiseks mõõdikuks ning tähendab, et üle 30 protsendi sissetulekust ei tohiks minna majapidamisega seotud kulutustele.

Lisaks üldistele dünaamikatele on erinevad uuringud leidnud ka arvulised väärtused palkade mõju kohta. Kui Cooperi ja Luengo-Prado 2018. aasta ühendatud mudelisse lisatud sissetulek elimineeris töö staatuse mõju, siis gruppidevahelises mudelis oli see statistiliselt oluline. Sissetuleku suurenemine vähendas 1979. aasta valimis noorele tõenäosust kodus elada 2,5 protsendipunkti, samas kui 1997. aasta noorel vähendas see tõenäosust kolme protsendipunkti võrra. Sellest võib järeldada, et sissetuleku suuruse roll elukoha valikul on suurenenud.

USA noorte andmete põhjal on jõutud järeldusele, et tõus palgatasemes vähendab vanematekodus elamise tõenäosust. Töös kasutati kahe uuringu tulemusi, mis andis valimisse üle 15,1 miljoni 19-34 aastaste noorte andmed. Tulemusi analüüsiti tõenäosusmudeli abil. Palgataseme muutus on kõikide tulemuste korral olnud 10-protsendiline tõus. Vanusegrupis 19-24 väheneb tõenäosus vanematega elada meeste puhul 0,9 protsendipunkti ning naistel 1,5 protsendipunkti. 25-29aastaste noorte seas vähenevad tõenäosused järgmiselt: naiste puhul 1,1 protsendipunkti ning meestel 1,5

protsendipunkti. Vanuserühmas 30-34 oli mõju mõlema soo puhul väiksem, aga tulemused ei erinenud 25-29aastaste tulemustest piisavalt. (Matsudaira 2016)

Card ja Lemieux uurisid oma 1997. aasta töös USA ja Kanada noorte näitel, kuidas reageerivad noored erinevate tööturumuutuste korral. Hinnangute andmiseks kasutati kaalutud vähimruutude meetodit. Ühe kombinatsioonina toodi välja, kuidas mõjutab 16-24-aastaste logaritmitud keskmine palk vanematega koos elavate noorte osakaalu. Mudelist ilmnas, et palk omas elukoha valikul meeste puhul suuremat mõju kui naiste seas. Kahe riigi puhul selgus, et kui meeste keskmine palk suureneb 1 protsendi võrra, väheneb kodus elavate noorte osakaal 0,163 protsendipunkti samal ajal, kui naiste palga muutusega väheneb osakaal 0,102 protsendipunkti.

1.2.4. Linnastumise mõju

Linnapiirkonnad moodustavad pea igas riigis eproportsionaalselt suure osa riigi sisemajanduse koguproduktist (Moore *et al.* 2003). Seda väidet võib vaadelda ka nii, et linnapiirkondades on tööjõu vajadus suurem. Kui noorte jaoks on tööturul niigi ebakindlust, siis selle vähendamiseks on võimalik asuda elama sinna, kus nõudlust tööjõu järele on rohkem.

OECD 2018. aasta regioonide ja linnade ülevaade toob välja, et 2017. aastal elas peaaegu pool OECD rahvastikust regioonides, kus elanikkond elas peamiselt linnades. Need alad aga katavad kõikide OECD riikide peale kokku aga ainult 8 protsenti. 24 riigis 35st on viimase 17 aasta jooksul nendes piirkondades toimunud rahvastiku kasv. Autorid toovad välja nii Baltikumi, Kanada kui ka Soome, kus 2000. ja 2017. aasta vahe antud rahvastikunäitajas on suurem kui 3 protsendipunkti. Lisaks riikides nagu Eesti, Hispaania, Rootsi ja Norra kolivad üle 90 protsendi riigisisestest noortest migrantidest just linnastunud regioonidesse.

Bonnet *et al.* tõid oma 2019. aasta töös välja Prantsusmaa linnastumise ja koduomamismäära dünaamika. Autorid leidsid, et kuigi keskpäraste leibkondade linnastumise määr on kasvanud 25 protsendilt 44 protsendini, siis kodu omamise määr on noortes madala sissetulekuga leibkondades vähenenud 32 protsendilt 16 protsendile.

Linnapiirkondades on aga kinnisvarahinnad kõrgemad kui maapiirkondades. Näiteks leidis Selim (2009), et Türgi eluasemete hinnad linnades on keskmiselt 26 protsendi võrra suuremad kui maapiirkondades. Samuti selgub hedoonilise hinna mudelist, et ühe toa võrra suurema eluaseme

jaoks tuleb linna piirkondades käia välja ka suurem summa. Kui vahetada 4-toaline eluase 5-toalise vastu, suureneb hind linnades 33 protsenti, maapiirkonnas aga ainult 8 protsenti.

Berngruber leidis oma 2015. aasta uurimuses, et lisaks teistele teguritele mõjutab ka elukoht Saksamaa noorte tõenäosust tagasi vanematekoju kolida. Tulemuste hindamiseks võttis autor referentsväärtuseks linnastud. Mudelist selgub, et maapiirkondades elavatel noortel on suurem tõenäosus vanematekoju tagasi pöörduda, võrreldes nendega, kes elavad linnapiirkonnas. Teisalt mainib autor, et algandmetes puudus info esimese väljakolimise-aegse elukoha kohta ja ka praeguse elukoha kaugus vanematekodust intervjuu hetkel ehk tulemustesse tuleb suhtuda teatud reservatsiooniga.

1.2.5. Kinnisvarahindade ja eluasemega seotud kulutuste mõju

Palkade mõju käsitleva alapeatüki alguses väitis autor OECD andmete põhjal, et kinnisvarahindade trend on tõusujoones. Järgnevad uuringud on käsitletud nii kinnisvarahindade kui ka eluasemega seotud kulude seost noorte vanematekodust välja kolimist.

Modena ja Rondinelli (2011) uurisid seoseid kinnisvarahindade ja kodus elamise vahel. Nad modelleerisid diskreetse ajaga riski mudeli, milles kasutasid 1989-2008. aastatel kogutud andmeid 18-35-aastaste noorte kohta, kes elasid uuringu hetkel kodus vähemalt ühe vanemaga. Autorid leidsid, et ühe standardhälbe suurune muutus (730€) reaalsetes kinnisvarahindades avaldab naistele suuremat mõju. Meeste tõenäosus välja kolida langes 0,45 protsendipunkti, võrreldes naiste 1,18 protsendipunktiga.

Eelnevalt mainitud uuringus leiti lisaks ka, et kinnisvarahindade suurenemine ühe standardhälbe võrra omab erinevat mõju töötavatele ja töötutele noortele ning erinevused toodi välja ka sugude kaupa. Kui töötavate meeste tõenäosus kodust välja kolida kahaneb sellise muutuse juures 0,72 protsendipunkti, siis naised mõjutab see rohkem: toimub 1,12 protsendipunkti suurune langus. Töötutele meestele avaldatav mõju samasuunalises ja -suuruses muutuses kinnisvarahindades ei olnud statistiliselt oluline. Töötute naiste puhul aga väheneb tõenäosus vanematekodust lahkuda 2,54 protsendipunkti. (*Ibid.*)

Briti noorte andmete põhjal uuriti, millised on seosed kinnisvarahindade ja noorte elukoha valiku vahel. Autorid modelleerisid konkurentsrisi mudeli ja teostasid simulatsiooni terve koduselamise aja (aeg 16. sünnipäevast kuni esimese väljakolimiseni) jooksul püsivate kõrgemate/madalamate

eluasemehindade mõju kohta. Analüüsis selgus, et naiste puhul tõstab kitsas eluasemeturg, mida iseloomustab ostu- ja müügipakkumiste väike hinnavahe ja suur likviidus, kodust lahkumise mediaanvanust tuntavalt. Selline muutus tuleb aga suuresti elukaaslasega ühise kodu loomise arvelt. Meeste puhul ei anna eluasemehinna muutused ühest vastust. Meeste puhul suurenes kodust välja kolimine nii 20 000 Inglise naela suuruse languse kui ka tõusu korral eluasemehindades. Sellist efekti annab asjaolu, et madalamad hinnad soodustavad elukaaslasega ühise kodu loomist, kõrgemad hinnad aga sõpradega koos elamist. (Ermisch, Di Salvo 1997)

Martinez-Granado ja Ruiz-Castillo uurisid oma 2002. aasta uurimuses Hispaania noorte elukoha, tööhõivestaatus ja haridustee jätkamisega seotud otsuseid. Nad modelleerisid samaaegsete võrranditega mudeli, mille tulemusi hinnati momentide üldistatud meetodiga. Autorid leidsid, et mida kõrgemad on eluaseme hinnad, seda väiksem on tõenäosus iseseisvalt elada. Töös tuuakse välja ka asjaolu, et hindade mõju kahaneb vanuse kasvades.

Di Stefano (2019) leidis Itaalia näitel seose kinnisvarakulutustega. Kui langetada kulutusi 20% võrra või neid subsideerida 20-24aastaste meeste seas, suurenes meeste seas eraldi elamise osakaal. Efekt oli tugevam Põhja-Itaalias, kus koduga seotud kulutused on peaaegu kaks korda suuremad kui riigi lõunaosas.

1.2.6. Muud väljatoodud tegurid

Varasematest uurimustest selgus lisaks, et eelpool nimetatud takistuste ületamiseks kasutatakse tihti vanematepoolset abi. Whitehead ja Williams (2017) töid 15 OECD riigi põhjal välja, et esmakordsed kodu ostjad seisavad silmitsi kõrgete barjääridega. Takistusteks on kõrgemad koduga seotud kulutused ning madalad ja stagneerunud palgad. Näiteks Austraalias vajavad ligi pooled esmakordsed koduostjad vanemate abi. Bonnet *et al.* (2019) leidsid Prantsusmaa näitel, et vanemate abi kaasamine esimese kodu ostmisel on tõusnud 25-44aastaste esmaste kodu ostjate seas 2013. aastal 27 protsendini, võrreldes 2002. aasta 20 protsendiga. Lisaks, seos vanemate finantsabi ja koduomamise määra vahel on vaadeldava perioodi jooksul nõrgenenud, kuid siiski jäänud statistiliselt oluliseks ja positiivseks. Di Stefano (2019) leidis Itaalia meeste näitel, et vanemate tulude 20-protsendiline suurenemine suurendab ka kodus elavate noorte meeste arvu ning vähendab nende tööhõive määra ehk mida suurem on vanemate jõukus, seda suurem on lapsele väljakolimise kulu. Vanemate tulude ja ülalpeetavate tööhõivestaatus vahel on leitud seos ka USAs, kus 1993. aastal toimunud maksumuudatuse tõttu suurenes pere maksujärgne tulu

üalpeetavate arvelt. Peredes, kus elasid ka täiskasvanud lapsed, vähenes samade laste tööhõive määr. (McKeehan 2018)

Noorte valikuid mõjutavad ka erinevad sotsiaalsed programmid, mis on suunatud eluasemete kättesaadavuse parandamisele. Portugali noorte näitel uuriti, millist mõju avaldavad erinevad reformid noorte elukoha valikule. Reformide eesmärk oli muuta eluaseme soetamist madala ja keskmise sissetulekuga noortele taskukohasemaks intressisoodustuste näol. Autorid leidsid, et soodusprogrammi lõppemisel olid mõjud ka noorte elukohavalikutele. Noortel, kelle laenamise kulud suurenesid 8-24%, vähenes uue leibkonna moodustamise tõenäosus 1,5-1,8%. Uurimuses toodi välja ka, et laenamisega seonduvate kulude kasvu kompenseeriti muude eluasemega seotud kulude arvelt. Tõenäosuse elastsus netointressimäärade suhtes oli vahemikus -0,8 kuni -3,3. Lisaks leidsid autorid, et intressimäära tõus vähendas tõenäosust oma eluaseme omamiseks, aga ei suurendanud üürimise tõenäosust. (Martins, Villanueva 2009)

Kui eelnevates alapeatükkides on erinevused efektides toodud tihti välja ka sugude kaupa, siis ka sugu ise võib olla mõjuteguriks. Antud näitaja mõju osas on uurimustes leitud erinevaid tulemusi. Näiteks Cooper ja Luengo-Prado (2018) ühendatud mudelist selgus, et naistel on keskmiselt väiksem tõenäosus elada vanematega kui meestel. Samas leidis Berngruber (2015) Saksamaa noorte näitel, et naiste ja meeste erinevus vanematekoju tagasi kolimisel statistiliselt oluline ei olnud.

Lisaks selgub Moreno Minguezi (2018) uurimusest, et Hispaania noorte seas on oluliseks faktoriks ka perekonnaseis. Autor leidis, et abielus meeste puhul suurenes tõenäosus iseseisvalt elada 3,7 korda, vabaabielus meeste puhul 1,84 korda, võrreldes vallaliste meestega. Abielus naiste puhul suurenes tõenäosus vanematest eraldi elada 5,8 korda ja vabaabielu korral 2,3 korda, võrreldes vallaliste naistega.

Analüüsid Ühendkuningriigis tehtud paneeluuringu 1991-2008. aasta andmeid, leidsid Stone *et al.* (2013), et ka vanus mängib elukoha valikul rolli. Autorid uurisid bumerangiefekti Ühendkuningriigi 20-34-aastaste noorte seas, kasutades diskreetse ajaga riskimudelit. Mudelist selgus, et vanuse kasvades langeb kiiresti tõenäosus vanematekoju tagasi kolida. Leiti aga, et nooremate meeste ja 20ndate lõpus olevate naiste tõenäosus koju tagasi pöörduda on ajaga suurenenud.

1.3. Kinnisvara taskukohasuse hindamine ja meetodid

2020. aastal avaldas OECD ülevaate eluasemetest ja kaasavast kasvust. Ülevaate eessõnas tuuakse välja, et eluasemed on võtmetähtsusega kaasava majanduskasvu valdkonnas. Kasvavad eluasemekulutused tekitavad lõhe nende vahel, kes peavad kõrgete kulude tõttu oma eluaset üürima, võrreldes nendega, kes saavad endale kohe kodu soetada. Kinnisvara on oluline ka jõukuse aspektist. See on majapidamiste peamine jõukuse allikas, olles samal ajal ka peamiseks võlaallikaks. Samuti tuuakse välja pikem perspektiiv ehk kuidas vanemate võimalused kodu valikul (ost vs üürimine, kallim vs odavam piirkond) mõjutavad ka nende lapsi ja nende tulevikku. Seetõttu on kodus elavate noorte osakaalu uurides oluline võtta arvesse ka kinnisvara taskukohasusega seonduvaid asjaolusid.

Kinnisvara taskukohasuse hindamisel on oluline seda mitte segamini ajada kinnisvara kättesaadavusega (*affordability vs accessibility*). Neuteboom ja Brounen (2011) tõlgendavad kättesaadavust pakkumise ja nõudlusega. Pakkumise seisukohalt on oluline pakutavate eluasemete koguarv nõudluse suhtes ja ka hindade jaotus. Nõudluse poolel on oluline majapidamiste maksevõime. Taskukohasus sõltub aga peamiselt nõudlusest. Seda toovad välja ka Li *et al.* (2017), märkides, et taskukohasust mõjutavad kõige tõenäolisemalt olulised tõusud kinnisvarahindades, mille põhjuseks on tavapäraselt suurenenud nõudlus.

Kinnisvara taskukohasuse hindamise jaoks ei ole ühte konkreetset meetodit. Meetodid on jagatavad kaheks: otsesed ja kaudsed. Otsesed meetodid on eluasemehindade ja sissetuleku suhe ning eluaseme taskukohasuse indeks. Hindade ja sissetuleku suhe saadakse eluaseme mediaanhinna jagamisel majapidamise mediaansissetulekuga. Indeksi puhul võetakse arvesse perekonna kuist sissetulekut, kasutatava tulu maksimaalset osakaalu, mida võib kulutada majapidamisele, ning igakuiseid laenumakseid. (Li *et al.* 2017)

Otsesed meetodid on leidnud kõige rohkem kasutust just nende lihtsuse tõttu. Mõlema näitaja puhul on vajalikud andmed tavapäraselt vabalt kättesaadavad ning ka arvutuskäigud ei ole keerulised. Lisaks on need ka hästi võrreldavad regioonide vahel. (Li *et al.* 2017) Herbert *et al.* (2019) toovad aga välja 30 protsendi meetodi vead. 30 protsendi meetod on USAs levinud mõõdik, mille alusel ei tohiks majapidamisega seotud kulutused ületada 30 protsenti sissetulekust. Sellise lähenemise miinuskohtadeks on näiteks see, et ülejäänud kulutused, mis peavad mahtuma 70 protsendi sisse, varieeruvad majapidamiste vahel ning ei sõltu ka sissetulekust. Samasuguse

sissetuleku juures kulutab lastega pere toidule ja riieale rohkem kui lasteta pere. Samaaegselt võib olla probleem, kus ühele perele on 30 protsenti sissetulekust ainult kodule kulutada liiga palju, teistele võib aga 70 protsenti muudeks kulutusteks jääda liiga suur osakaal. Teiseks tuuakse välja asjaolu, et baasvajaduste katmiseks tehtavad kulutused ei suurene sissetulekuga. Suurema sissetulekuga peredele, kellel jääb peale muude vajaduste katmist kasutada üle 30 protsenti sissetulekust, rakendatakse aga samasugust 30 protsenti nõuet, mis reaalselt olukorda ei peegelda. Kolmas nüanss tuuakse välja aga kõige madalama sissetulekuga perede vaatepunktist. Nende puhul ei jää peale minimaalsete majapidamiskulutuste tegemist ikkagi piisavalt vabu vahendeid teiste vajaduste rahuldamiseks.

Taskukohasuse mõõtmiseks on veel üheks variandiks kasutada jääktulu meetodit, mis on oma olemuselt kaudne meetod. Whitehead (1991) on välja toonud võrdluse eluaseme taskukohasuse ja alternatiivkulu vahel. See tähendab, et majapidamine peab sisuliselt valima, mille arvelt on ta nõus oma majapidamiskulutusi suurendama, kuna need kulutused on üldjuhul iseloomult mitteelastsed ehk sellised, mida ei saa tegemata jätta. Sellest analoogiast tuleneb ka jääktulu meetod, mis uurib piiratud eelarve juures kõiki kulugruppe, mis on igapäevaeluks vajalikud. Näitajat arvutatakse, lahutades majapidamise jääktulust majapidamisega seotud kulutused. Kui näitaja on nullist väiksem, ei jää majapidamisel piisavalt vaba raha muude väljaminekute jaoks peale koduga seotud kulutuste tegemist.

2. ÜLEVAADE ANDMETEST JA METOODIKAST

2.1. Andmete kirjeldus

Kui varasema empiirilise kirjanduse ülevaates välja toodud uurimustes (nt Moreno Minguez 2018; Albertini ja Kohli 2013; Di Stefano 2019) uuriti enamjaolt mikroandmete alusel, siis käesolevas töös uuritakse, kuidas mõjutavad makromajanduslikud näitajad kodus elavate noorte osakaalu. Antud töö analüüsi jaoks koguti sekundaarandmeid Eurostati, UNESCO (*United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization*), OECD (*Organization for Economic Cooperation and Development*), BIS-i (*Bank of International Settlements*) ja Maailmapanga andmebaasidest.

Uuritavaks väärtuseks on kodus elavate noorte osakaal vastava vanusegrupi kõikidest noortest valitud riikides. Sõltumatuteks muutujateks on varasemate uurimuste alusel valitud noorte töötusemäär, kõrgharidusega noorte osakaal, valitsuse kulutused kõrgharidusele osakaaluna sisemajanduse kogutoodangust, noorte reaalpalk, reaalne kinnisvara hinnaindeks, koduste kulutuste osakaal kasutatavast tulust, mis on lahutatud arvust üks, linnastumise määr, noorte osakaal kogu rahvastikust ja vaesuses või sotsiaalse eraldatuse riskis elavate noorte näitaja.

Kodus elavate noorte osakaalu avaldab Eurostat alates 2003. aastast. Andmed kogutakse iga-aastaselt EU-SILC (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*) uuringu kaudu ning tulemused avaldatakse üheksa vanuseklassi kohta. (Eurostat, tabel ILC_LVPS08) Näitaja on töösse valitud seetõttu, et on ainuke, mida uuritava nähtuse kohta riikideüleselt avaldatakse ning andmed on ka tavakasutajale ligipääsetavad. Eurostatis oli antud näitaja kättesaadav kõikide valimis olevate riikide kohta.

Andmed noorte töötusemäära kohta on võetud Eurostati andmebaasi tabelist YTH_EMPL_090. Töötusemäära ja kodus elamise tõenäosuse vahel on positiivse seose leidnud Albertini ja Kohli (2013), Di Stefano (2019), Stone *et al.* (2011) Moreno Minguez (2018), Cooper ja Luengo-Prado (2018) ning Bitler ja Hoynes (2015). Lisaks leitud seostele varasema kirjanduse põhjal võiks

noorte suur töötusemäär pärssida kodust välja kolimist, kuna sellega tekkivaid kulutusi ei ole võimalik katta.

Kuigi nii Berngruber (2015) kui ka Moreno Minguez (2018) oma uurimustes statistiliselt olulist seost kõrghariduse ja kodus elamise vahel ei leidnud, siis Stone *et al.* (2011), Albertini ja Kohli (2013), Cooper ja Luengo-Prado (2018) on leidnud, et kõrgharidus mängib noore elukoha valikul rolli. Seetõttu on analüüsi kaasatud ka kõrghariduse omandanud noorte osakaalu näitaja. Kõrghariduse alla kuuluvad lühiajaline kõrgharidus, bakalaureuse-, magistri- ja doktorikraadid ning viimase kolmega võrdsustatavad haridusastmed. Lühiajaline kõrgharidus on vähemalt kaheaastane praktiline või ametialane haridus, mis valmistab õpilasi tööturu jaoks ette, või teiste kõrgharidusastmete jaoks ettevalmistav programm. (OECD *et al.* 2015) Varasemalt käsitletud kirjanduses tõid Stone *et al.* (2011) välja ka asjaolu, et kõrghariduse omandamine võib soodustada kodus elamist kas õppimise ajal või kohe peale lõpetamist ehk need kaks näitajat võivad olla korrelatsioonis. Mudeli analüüsi käigus selgub, kas samasugune seos võib esineda ka Põhjamaades.

Noorte sissetuleku näitajana kasutatakse töös noorte keskmist reaalpalka. Noorte palgaandmed on võetud Eurostati tabelist ILC_DI03 ning korrigeeritud harmoniseeritud tarbijahinnaindeksiga, mis on võetud tabelist PRC_HICP_AIND. Tarbijahinnaindeksi puhul on baasaastaks 2015. Reaalpalk on väljendatud võrreldavuse tagamiseks eurodes. Nii Cooperi ja Luengo-Prado (2018), Matsudaira (2016) kui ka Card ja Lemieux (1997) on oma uuringutes palgataseme ja noorte vanematekodus elamise vahel leidnud negatiivse seose. Noorte sissetuleku info võiks mõjutada elukoha valikut eraldi elamisega seonduvate kulude katmise võimalikkusega.

Linnastumise andmed pärinevad Maailmapanga maailma arengu indikaatorite andmebaasist. Linnastumise määr on üks oluline riigi arengut iseloomustav näitaja, kuna näitab muuhulgas esmasektori-põhise majanduse üleminekut töötlevale ja teenindavale majandusele. Näitaja on avaldatud osakaaluna kogurahvastikust. (World Bank, tabel *Urban population ...*) OECD 2018. aasta ülevaates toodi välja, et näiteks Eestis, Hispaanias, Rootsis ja Norras kolivad enamus noori just linnastunud regioonidesse.

Töösse on kaasatud ka kinnisvara hinnaindeks, mis on võetud BIS (*Bank of International Settlements*) andmebaasist. Näitaja on andmebaasist võetud juba reaalse näitajana ehk on tarbijahinnaindeksiga korrigeeritud. Baasväärtuseks on võetud 2010. aasta hinnad. Varasema

kirjanduse põhjal on kinnisvarahindade ja kodus elamise vahel positiivse seose leidnud nii Modena ja Rondinelli (2011), Ermisch ja Di Salvo (1997), Martinez-Granado ja Ruiz-Castillo (2002) kui ka Di Stefano (2019). Seega kõrgemad kinnisvarahinnad sunnivad rohkem noori kodudes elama, kuna kinnisvara soetamine on nende jaoks kallis.

Lisaks eelneva empiirilise kirjanduse põhjal valitud muutujatele kaasab autor mudelisse ka teisi kontrollmuutujaid. Peale kõrghariduse omandanud noorte osakaalule uuritakse ka kõrgharidusele tehtavate kulutuste seost noorte elukoha valikuga. UNESCO andmebaasist on võetud valitsuse kõrgharidusele tehtavate kulutuste osakaal protsendina sisemajanduse kogutoodangust. Kui kõrghariduse omandamise määr näitab noorte enda panust oma tuleviku kujundamisse, siis valitsuse tehtavad kulutused võiksid näidata riigipoolset panust.

Kinnisvara taskukohasuse hindamiseks kasutab autor kodule tehtavate kulutuste osakaalu kasutatavast tulust, mida avaldab OECD (tabel *Houshold spending*). Kodule tehtavate kulutuste alla kuuluvad COICOP (*Classification of Individual Consumption According to Purpose*) 2018. aasta juhendi järgi reaalsed (üürimise puhul) ja kaudsed (omaniku kasutuse korral) rendimaksud, hooldus-, parandus- ja ohutuse tagamiseks tehtavad tööd, veevärgi ja mitmesugused kulutused, elekter, gaas ja muud kütused. Näitaja valik tulenes andmete kättesaadavusest ning mudelisse kaasamise viis ja põhjendus on välja toodud käesoleva bakalaureusetöö metoodika alapeatükis.

Autor kogus andmeid ka noorte osakaalu kohta kogurahvastikust, mis olid kättesaadavad Maailmapanga andmete põhjal. Lõppnäitaja on saadud meeste ja naiste vastavate osakaalude liitmisel. Analüüsil võiks näitaja anda infot, kas noorte suurem osakaal on põhjustanud näiteks suurema konkurentsi noorte seas, mis sunnib mingi osa noori elama vanematekodudes.

Töösse on kaasatud ka vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis elavate noorte osakaal, mida avaldab Eurostat tabelis ILC_PEPS01. Autor lisab mudelisse ka sellise kontrollmuutuja, kuna riskirühmas olevatel noortel võib iseseisva elu alustamine viibida ja jõukuse kogumine olla aeglasem mitte ainult üldise majandusseisu tõttu, vaid ka nende sotsiaalse tausta tõttu. Nende asjaolude tõttu võiks antud näitaja lisamine analüüsi anda teada, kas ka individuaalne taust mõjutab noorte elukoha valikut, mis omakorda avaldab pikemas perspektiivis mõju majandusele.

Käesoleva töö esimeses peatükis tõi autor välja, et noorte koju tagasipöördumist mõjutab üldine majanduslik olukord. Seetõttu kaasab autor mudelisse fiktiivsed muutujad kriisi võimaliku mõju

modelleerimiseks. Vaadeldavasse perioodi jääb 2007-2009. aasta suur majanduskriis, mistõttu on mudelis nende kolme aasta puhul fiktiivne näitaja võrdsustatud ühega.

Valimisse kuulub neli Põhjamaa riiki: Norra, Rootsi, Soome ja Taani. Islandit ei kaasatud valimisse, kuna kinnisvara taskukohasuse hindamiseks vajalikku kodule tehtavate kulutuste osakaalu näitajat ei avalda OECD Islandi kohta. Mitmetes teistes Põhjamaid käsitletavates uuringutes on samuti uuritud ainult nelja riigi andmeid ning Island välja jäetud (Eskildsen *et al.* 2004; Elvander 2002; Andersen *et al.* 2015).

Vanusevahemikuks on valitud 20-24-aastased noored. Sinna vanusegruppi jäävad noored, kellel on lõpetatud keskharidus ja ka kõrghariduse bakalaureusetase. Autori arvates kaasab valitud vahemik piisavalt erinevate valikutega noori, kuna Eurostati andmete põhjal on noortel väljakolimise keskmine vanus Põhjamaades vahemikus 17,8-21,8 (EU-27 ehk Norra andmed ei ole kaasatud) ning selles vanusevahemikus on ka tööl käivate ja hariduses osalevate gruppide osakaalud üsna võrdsed (Eurostat, ülevaade *Being young ...*). Nende näitajate põhjal on kolm etappi viiest, mis märgivad üleminekut lapsepõlvest täiskasvanuikka, täidetud. Martinez-Granado ja Ruiz-Castillo (2002) leidsid oma töös ka, et kinnisvarahindade mõju kahaneb vanusega ning seetõttu ei valinud autor väga suurt vanusevahemikku. Antud vanusevahemikuga ei ole piiratud haridusele tehtavad kulutused, kinnisvara hinnaindeks, kinnisvara taskukohasus ning linnastumise määr. Noorte keskmist reaalpalka avaldatakse vanusegrupis 18-24 ning kuigi see ei kattu 100-protsendiliselt teiste näitajate vahemikuga, on see lähim vanusegrupp.

Vaadeldavaks perioodiks on aastad 2003 kuni 2019. Perioodi pikkus tuleneb sõltuva muutuja näitaja andmete kättesaadavusest. Sõltuva muutuja lühike aegrida on tingitud vastava uuringu lühikesest ajaloost. Uuring viidi läbi esmakordselt 2003. aastal. Esimesel aastal ei osalenud selles ei Soome ega Rootsi. 2020. aasta andmed ei ole käesoleva töö kirjutamise ajal veel kõikide näitajate puhul kättesaadavad, mistõttu see aasta jäi valikust välja. Autor kasutab aastaseid andmeid, mitte näiteks kvartaalseid, sest sõltuvat muutujat avaldatakse iga-aastaselt.

Kuna nii perioode kui ka vaadeldavaid objekte ehk riike on mitu ning analüüs viiakse läbi kõikide riikide andmetega korraga, mitte iga riigi kohta eraldi mudel, on tegemist paneelandmetega. Paneelandmete kasutamine võimaldab andmete rohkuse tõttu modelleerida keerulisemaid ja realistlikumaid mudeleid, võrreldes aegridade ja ristanandmetega (Verbeek 2012). Gujarati ja Porter

(2009) toovad paneelandmete eelisenä välja ka selle, et need võimaldavad arvestada objektide heterogeensusega.

Paneelandmed võivad olla nii balanseeritud kui ka balanseerimata. Esimesel juhul on kõikidel objektidel sama arv vaatlusi, teisel juhul varieeruvad aegridade pikkused. Samuti tehakse vahet lühikestel ja pikkadel paneelandmetel. Lühikeste paneelandmete puhul on objektide arv ajaperioodide arvust suurem ning pikkade korral vastupidi. (Gujarati, Porter 2009) Käesolevas töös on andmed balanseerimata ning pikad. Balansseerimatus tuleneb sellest, et nii kõrgharidusele tehtavate kulutuste kui ka kodule tehtavate kulutuste näitajatel on puuduvaid väärtusi. Täielik ülevaade kasutatud andmetest asub Lisas 1.

2.2. Kirjeldav statistika

Käesolevas alapeatükis toob autor välja kasutatavate andmete peamised statistilised suurused ja dünaamika. Tabel 1 on koostatud Lisas 1 välja toodud andmete põhjal. Joonised on välja toodud Lisas 2.

Tabel 1 toob välja kõikide kogutud andmete peamised statistilised suurused. Sõltuva muutuja miinimumväärtus on pärit Taanist 2008. aastal. Kui vaadata sama riigi 2009. aasta näitajat, siis on see 23,3% ning suurt muutus võiks seletada majanduskriisiga. Lisa 2 joonise põhjal on aga näha, et 2008. aasta kriisi mõju võib täheldada nii Taanis kui ka Rootsis, kuigi viimase puhul on näitaja juba 2003. aastast alates kasvutrendis. Kodus elavate noorte osakaalu maksimum on aga pärit Rootsist 2013. aastal.

Kuigi noorte töötusemäära miinimum- ja maksimumväärtused erinevad üsna palju, siis riigisiselt on näitaja dünaamika kõikide riikide puhul üsna sarnane. Erinevus tuleneb keskmiste tasemete erinevusest. Kinnisvara hinnaindeksi suurt varieerumist võib selgitada valitud perioodiga, kuhu on jäänud kiire kinnisvarahindade kasv. Baasaastaks on võetud 2010 ning võrreldes sellega on valimi maksimum 50 protsenti suurem. Miinimumi ja maksimumi vahe on samuti kahekordne. (Lisa 2)

Käesolevas töös vaadeldav kinnisvara taskukohasuse näitaja on nii Tabel 1 kui ka Lisa 2 põhjal riikide vahel üsna võrdsel tasemel. Jooniselt on näha, et Norras on läbi perioodi näitaja üsna

stabiilne olnud, Rootsi ja Taani paistavad silma väikese kasvutrendiga ning Soomes on näitaja alates 2008. aastast hoopis langenud.

Tabel 1. Kirjeldav statistika

Muutuja	Miimum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve
Kodus elavate noorte osakaal (%)	0,174	0,422	0,304	0,056
Noorte töötusemäär (%)	0,044	0,199	0,124	0,044
Kõrghariduse omandanud noorte osakaal (%)	0,027	0,211	0,107	0,056
Valitsuse kulutused kõrgharidusele osakaaluna SKP-st (%)	0,016	0,024	0,020	0,002
Noorte reaalpalk (€)	12355,845	34733,365	21311,655	5823,577
Reaalne kinnisvara hinnaindeks	64,200	146,500	99,541	18,388
1- kodule tehtavad kulutused osakaaluna kasutatavast tulust (%)	0,781	0,858	0,819	0,024
Linnastumise määr (%)	0,771	0,877	0,838	0,029
Noorte osakaal kogu rahvastikust (%)	0,108	0,145	0,125	0,009
Vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis olevad noored (%)	0,286	0,563	0,384	0,069

Allikas: lisa 1 põhjal, autori koostatud programmis Excel

Nii noorte töötusemäär kui ka vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaal on vaadeldaval perioodil jäänud suuresti stabiilseteks koos mõningate kõikumistega. Kasvutrendi

võib märgata lisaks kinnisvara hinnaindeksile aga ka kõrgharitud noorte osakaalu, noorte reaalpalga ja linnastumismäära näitajate puhul. (Lisa 2)

Eraldi saab välja tuua Lisa 2 põhjal ka noorte osakaalu dünaamika, kus näitaja on pea kõikides riikides saavutanud maksimumväärtuse perioodil 2013-2016. Soome puhul on vaadeldava perioodi algusest näitaja langenud ning korraks tõusnud, saavutades uue maksimumi aastal 2014. Peale nimetatud maksimume on aga kõikides riikides näitaja märkimisväärselt langenud. Kõige järsem on kõver Rootsis, kus maksimumväärtusest 15% on 2019. aastaks alles 11,5%. Kõige laugem langus on toimunud Norras, kus muutus ei ole ületanud ühte protsendipunkti.

2.3. Meetodite valik

Autor kasutab käesolevas töös kinnisvara taskukohasuse hindamiseks jääktulu meetodit. Võimalike meetodite kirjelduses tõi autor välja, et antud meetod uurib, kui palju jääb majapidamisel peale majapidamisega seotud kulutuste tegemist kasutatavat tulu alles. Järele jäänud summat tuleb võrrelda aga sotsiaalselt paika pandud normatiivse standardiga, mis sätestab ülejäänud kulude katmiseks vajaliku minimaalse summa (Mundt 2018; Stone 2006). Tulenevalt andmete kättesaadavusest kasutab autor modifitseeritud varianti jääktulu meetodist. Mudelisse kaasatakse näitaja, mis jääb järele, kui lahutada ühest kodule tehtavate kulutuste osakaal kasutavast tulust. Tekkinud arv on indikaatoriks, mis näitab kui suurt osa kasutatavast tulust on võimalik kulutada muudele majapidamisega mitte seotud kulutustele. Kuigi antud töös saadud näitajat riigipõhise elatusmiinimumi näitajaga ei võrrelda, võiks see siiski anda indikatsiooni, kas jääktulu moodustab kogu kasutavast tulust enamuse või vähemuse. Lisaks on Bramley (2012) Inglismaa näitel leidnud, et 25-protsendilise rusikareegli kasutamine koduste kulutuste ja sissetuleku vahel on õigustatud. Töös kasutatavat näitajat saab võrrelda ka näiteks USAs levinud 30 protsendi meetodiga ehk võrrelda kas Põhjamaades jääb samuti vähemalt 70 protsenti kasutatavast tulust muude kulutuste jaoks alles.

Paneelandmete analüüsil eristatakse kolme põhilist mudelit: ühendatud mudel, fikseeritud ja juhuslike efektidega mudel. Fikseeritud efektide mudel jaotub omakorda veel LSDV (*Least square dummy variable*) ja grupisiseseks mudeliteks (Gujarati, Porter 2009). Lõpliku valiku aitavad langetada testid, mis võrdlevad mudeleid omavahel (kitsenduste *F*-test, Breusch-Pagani test, Hausmani test). Paneelandmete puhul tuleb kontrollida ka statsionaarsust (Levin, Lin & Chu

ühikjuure test), multikollineaarsust (VIF (*Variance Inflation Factor*) testiga, Belsley-Kuh-Welschi testiga), jääkliikmete allumist normaaljaotusele (Doornik-Hanseni testiga), autokorrelatsiooni (Wooldridge'i test) ja heteroskedastiivsust (Waldi testiga).

Järgnevalt tuuakse välja ülevaade võimalikest mudelitest. Ühendatud mudel koondab endasse kõiki vaatluseid, aga ei arvesta objektide-vahelisi ega ajalisi erinevusi. Parameetreid hinnatakse hariliku vähimruutude meetodil. Samuti kehtib eeldus, et sõltumatud muutujad on mittestohhastilised ja rangelt eksogeensed. Mudeli kitsaskohtadeks on individuaalsuse kadumine, mis omakorda loob eelduse vealiikme ja mõne sõltumatu muutuja korrelatsioonile. Kui nii ka on, siis mudeli parameetrite hinnangud võivad olla nii nihkega kui ka mittekooskõlalised (Gujarati, Porter 2009) Järgnevalt on välja toodud ühendatud mudeli üldkuju:

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

kus

y – sõltuv muutuja

β – parameeter

x – sõltumatu muutuja

ε – vealiige

i – objekt

t – aeg

Eeltoodud valem näitabki, et vabaliige ja regressioonikoefitsient on sama nii kõikidel objektidel kui ka ajaperioodidel (Verbeek 2012). Heterogeensust aitab säilitada LSDV mudel, mis lubab igale objektile oma vabaliiget. Antud mudel on fikseeritud efektiga mudel, kuna vabaliige võib olla küll objektide vahel erinev, aga ajas see ei muutu. Individuaalsete vabaliikmete jaoks kasutatakse fiktiivseid muutujaid. Fikseeritud efektiga mudeli üldkuju on järgmine (Verbeek 2012):

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (2)$$

kus

y – sõltuv muutuja

α – objekti-spetsiifiline vabaliige

x – sõltumatu muutuja

β – parameeter

u – vealiige

i – objekt

t – aeg

Objektispetsiifiline vabaliige näitab, kui palju erineb selle objekti vabaliige esimese objekti vabaliikmest ehk fiktiivseid muutujaid on alati ühe võrra vähem objektide koguarvust. See on

vajalik, et vältida täielikku kollineaarsust. Lisades ka aja kohta fiktiivsed tunnused, on võimalik uurida kahe-suunalist fikseeritud efektidega mudelit, mis annab infot, kas nähtus on ka ajas muutuv. LSDV mudeli kasutamisega kaasnevad ka ohukohad, mis võivad olla seotud vabadusastmete, multikollineaarsuse ja ajas muutumatute objektidega. (Gujarati, Porter 2009)

Arvukate fiktiivsete muutujate vähendamiseks on võimalik kasutada ka grupisisest mudelit. Grupisisene mudel hindab, kuidas on erinevused gruppide keskmistest seotud. Kokkuvõtteks saab grupisisestest mudelist sama info, mis LSDV mudelist. (*Ibid.*)

Kolmandaks mudeliks on juhuslike efektidega mudel. Kui grupisisene mudel ei arvesta ajas muutumatute muutujatega ning fiktiivsed muutujad kaotavad vabadusastmeid, siis juhuslike efektidega mudeliga on võimalik mõlemaid probleeme lahendada. Mudelis eeldatakse, et objektide erinevus seisneb juhuslikus komponendis mitte vabaliikmes, nii nagu fikseeritud efektiga mudeli puhul. Juhuslike efektide mudelis olev vealiige hõlmab endas kahte komponenti, millest üks on objektispetsiifiline ning teine võtab arvesse ristanndmete ja aegrea viga. Komponentid ei ole üksteisega korrelatsioonis ega autokorrelatsioonis ristanndmete ega aegridadega lõikes. Samuti ei tohi vealiige olla korrelatsioonis sõltumatute muutujatega. Kui korrelatsioon peaks esinema, ei ole hinnangud mõjusad. (*Ibid.*) Järgmiselt on esitatud juhuslike efektidega mudeli üldkuju (Verbeek 2012):

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (3)$$

kus

y – sõltuv muutuja

β – parameeter

x – sõltumatu muutuja

α – individuaalne vealiige

u – ristanndmete ja aegrea vealiige

i – objekt

t – aeg

Lõpliku mudeli valiku üle aitavad otsustada erinevad testid. Ühendatud ja LSDV mudelit saab võrrelda kitsenduste F -testiga, mis hindab fiktiivsete tunnuste parameetrite erinevusi nullist. Fikseeritud ja juhuslike efektidega mudeleid võrreldakse Hausmani testiga, mis kontrollib juhuslike efektidega mudeli vealiikmete summa korreleerumist selgitavate muutujatega (Gujarati, Porter 2009). Paneelandmete statsionaarsust kontrollitakse Levin, Lin & Chu ühikjuure testiga. Multikollineaarsuse probleemi aitab tuvastada VIF test. Kui näitaja väärtus testis on üle 10, võib

esineda multikollineaarsus. Lisaks kasutatakse Belsley-Kuh-Welschi testi, mis hindab kõrge seisundiindeksiga muutuja seost kahe või enama muutuja dispersiooniga. Jäakliikmete allumist normaaljaotusele kontrollitakse käesolevas töös Doornik-Hanseni testiga, mille arvutamisel kasutatakse asümmeetria ja püstakuse kordajate transformeeritud väärtusi ning test sobib ka väikesete valimite korral. Autokorrelatsiooni aitab tuvastada Wooldridge'i test, mis hindab alge mudeli jääkliikmete esimest järku diferentse. Heteroskedastiivsust näitab Waldi test, kus hinnatakse jääkliikmete dispersiooni sõltuvust regressoritest ning teststatistiku arvutamisse kaasatakse saadud mudeli determinatsioonikordaja.

Samas ka ilma testideta on kõikidel mudelitel erinevad omadused. Eeldades, et kõikidel gruppidel on tõusud samasugused ning vealiige ei korreleeru sõltumatute muutujatega, on ühendatud mudeli hinnangud mõjusad. Samas on tõenäoline, et vealiikmed korreleeruvad ajas ning sel juhul tuleb kasutada kohandatud standardvigu. Kui aga selgub, et fikseeritud efektiga mudel on parem ühendatud mudelist, aga jätkatakse viimasega, pole hinnangud mõjusad. Fikseeritud efektiga mudeli puhul on hinnangud alati mõjusad, isegi kui õige mudel on ühendatud või juhuslike efektidega. Juhuslike efektide mudeli korral pole hinnangud mõjusad juhul, kui õige mudel on fikseeritud efektiga. (Gujarati, Porter 2009)

3. KODUS ELAVATE NOORTE OSAKAALU JA KINNISVARA TASKUKOHASUSE VAHELISE SEOSE EMPIIRILINE ANALÜÜS

3.1. Ökonomeetriline mudel

Esmalt koostas autor andmetega korrelatsioonimaatriksi, mille tulemused on näha Lisas 3. Korrelatsioonimaatriksist selgus, et nivool 0,05 oli statistiliselt olulisi seosed pigem vähe. Suurimad korrelatsioonikordajad olid kinnisvara taskukohasuse ja linnastumismäära (-0,77), vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaalul noorte töötusemäära (-0,68) ja sõltuva muutujaga (-0,52). Sõltuva muutuja ja kinnisvara taskukohasuse vahel on statistiliselt oluline korrelatsioon ning kordaja väärtus on 0,49. Sellest selgub, et kahe näitaja vahel on positiivne seos ehk kui kinnisvara taskukohasus suureneb, suureneb ka kodus elavate noorte osakaal. Teooria põhjal peaksid näitajad olema aga negatiivselt seotud.

Järgmisena viidi läbi statsionaarsuse kontroll programmis Eviews, kus kasutati Levin, Lin & Chu ühikjuure testi. Testi tulemused on esitatud lisas 4. Selgus, et 2003-2019. aasta andmete korral ei olnud kõrgharidusega noorte osakaal, noorte osakaal rahvastikust, noorte reaalsalga aegread statsionaarsed. Valitsuse kulutused kõrgharidusele aegrea puhul oli p-väärtus 0,0544 ehk nivool 0,05 oli tulemus piiripealne. Nivool 0,1 oli aegrida statsionaarne. Kõikide nimetatud näitajate esimest järku diferentside aegread olid statsionaarsed.

Esmalt kasutas autor analüüsiks ühendatud mudeli meetodit, milles ei võeta arvesse riikide erinevusi. Tehti kaks mudelit, millest ühte kaasati valitsuse kulutuste aegrida algsel kujul ning teise aegrea esimest järku diferents. Selgus, et algsel kujul oli näitaja mudelis statistiliselt oluline nivool 0,05 ning ka mudeli korrigeeritud determinatsioonikordaja oli suurem. Seetõttu jätkas autor valitsuse kulutuste kaasamisel algse aegrea kasutamist. Mudeli determinatsioonikordaja oli 0,85 ning korrigeeritud determinatsioonikordaja 0,81. Mudelis ei esinenud heteroskedastiivsust (Waldi testi *p-value* 0,12>0,05) ning jääkliimed allusid normaaljaotusele (Doornik-Hanseni testi *p-value* 0,16>0,05). Wooldridge'i test näitas, et mudelis ei esinenud ka autokorrelatsiooni (*p-value*

0,53>0,05). VIF testist selgus, et linnastumismäära väärtus on 14,4, mis näitab võimalikku multikollineaarsust. Sellest tulenevalt eemaldas autor linnastumismäära näitaja analüüsist. (Lisa 5)

Uues ühendatud mudelis langes korrigeeritud determinatsioonikordaja 0,70ni. Mudelis ei esinenud heteroskedastiivsust (p -value 0,35>0,05) ning jääkliimed alluvasid normaaljaotusele (p -value 0,51>0,05). Wooldridge'i test näitas, et mudelis ei esine ka autokorrelatsiooni (p -value 0,40>0,05). VIF testist selgus, et kõikide muutujate väärtused on alla 10. Mudeli determinatsioonikordaja on 0,77, mis näitab, et 77% sõltuva muutuja varieerumisest on seletatavad mudelisse kaasatud sõltumatute muutujatega. Mudelis olid nivool 0,05 statistiliselt olulised noorte töötuseäär, reaalne kinnisvara hinnaindeks ja kinnisvara taskukohasuse näitaja. Mudelis ei olnud loogiliste märkidega kinnisvara taskukohasuse näitaja, vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaal, kriisi näitaja ja kõrgharitud noorte osakaal. (Lisa 6)

Järgmiseks koostas autor fikseeritud efektidega LSDV mudeli, kus on riikide erinevusi arvesse võetud fiktiivsete muutujatega. Uue mudeli paremust ühendatud mudeliga võrdles autor kitsenduste F-testiga. Testi p -value oli 0,00, mis tähendab, et kitsendustega mudel halvenes oluliselt ehk parem on LSDV mudel. (Lisa 7)

LSDV mudeliga kaasnevate fiktiivsete tunnuste suurt hulka saab vähendada fikseeritud efektidega grupisisese mudeliga. Koos mudeliga arvutab Gretli tarkvara välja ka regressorite olulisuse ja ühendatud mudeli võrdluse käesoleva mudeliga. Esimene F-test näitas, et vähemalt üks regressor on statistiliselt oluline (p -value 0,02<0,05) ning teisest järeldus, et fikseeritud efektidega mudel on ühendatud mudelist parem, kuna testi p -value on väiksem kui 0,05. Belsley-Kuh-Welschi multikollineaarsuse test näitas, et töötusemäära, kõrgharidusele tehtavate kulutuste, reaalse kinnisvara hinnaindeksi, vaesuses või sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaalu ja kinnisvara taskukohasuse vahel võib esineda tugev multikollineaarsus. Vaadates korrelatsioonimaatriksit on näha, et võrreldes vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaalu seost sõltuva muutujaga on korrelatsioonikordaja suurem töötusemäära korral. Sellest lähtuvalt eemaldas autor mudelist esmalt vaesuse ja sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaalu näitaja. (Lisa 8) Uuest mudelist selgub, et multikollineaarsuse probleem on endiselt olemas. Seetõttu eemaldas autor korrelatsioonimaatriksi põhjal järgmiseks kõrgharidusele tehtavate kulutuste osakaalu. (Lisa 9)

Järgmises mudelis näitas Belsley-Kuh-Welschi test, et reaalse kinnisvara hinnaindeksi ja kinnisvara taskukohasuse vahel võib esineda tugev multikollineaarsus. Vaadates korrelatsioonimaatriksit, võib näha, et märkimisväärset multikollineaarsust ei ole. Mudelist selgub, et vähemalt üks regressor on statistiliselt oluline (F -testi p -value $0,00 < 0,05$) ning teisest järeldub, et fikseeritud efektidega mudel on ühendatud mudelist parem, kuna F -testi p -value on väiksem kui $0,05$. Mudelis ei esinenud heteroskedastiivsust ega autokorrelatsiooni. Jääkliikmed alluvasid samuti normaaljaotusele. Grupisisene determinatsioonikordaja oli $0,42$. Lisades grupisisesele mudelile ka ajaperoodide fiktiivsed tunnused selgus, et mudelis ei ole ajalist efekti (Lisa 10).

Viimasena kasutas autor juhuslike efektidega mudelit. Breusch-Pagani test näitas, et juhuslike efektidega mudel on parem kui ühendatud mudel, kuna p -value oli alla $0,05$. Hausmani testist, mis võrdleb juhuslike efektidega ja fikseeritud efektidega mudeleid, selgub, et juhuslike efektidega mudelit võib kasutada (p -value $0,53 > 0,05$). Mudeli üldine determinatsioonikordaja oli $0,67$. Mudelis ei esinenud multikollineaarsuse probleemi ega autokorrelatsiooni (p -value $0,21 > 0,05$). Mudeli miinuseks on, et jääkliikmed ei allunud normaaljaotusele (p -value $0,047 < 0,05$). (Lisa 11)

Järgmisena eemaldas autor mudelist ükshaaval statistiliselt mitteolulisi tunnuseid, alustades suurimast p -value-st. Kui algselt üldine determinatsioonikordaja näitajate eemaldamisega suures, siis viimaste mudelite puhul hakkas see langema. Kõrgeim väärtus oli $0,74$ ning peale kõikide statistiliselt mitteoluliste tunnuste eemaldamist oli näitaja väärtus $0,28$. Autor otsustas jätta lõplikusse mudelisse, mille korral oli üldise determinatsioonikordaja väärtus suurim, ka statistiliselt mitteolulise vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaalu näitaja. Mudelis alluvasid jääkliikmed normaaljaotusele (p -value $0,56 > 0,05$), aga esines autokorrelatsioon (Wooldridge'i testi p -value $0,00 < 0,05$). Mudelis puudus ka ajaline efekt (p -value $0,58 > 0,05$). (Lisa 12)

Autokorrelatsiooniga arvestamiseks kasutas autor lõpliku mudeli hindamiseks kohandatud standardvigu. Selgub, et kohandatud standardvigade kasutamisel tuleb kasutada fikseeritud efektiga mudelit, kuna Hausmani testi p -value on alla $0,05$. (Lisa 13) Sellest tulenevalt pöördus autor viimasena koostatud fikseeritud efektidega mudeli juurde.

Kuna viimasena koostatud fikseeritud efektidega mudelis oli nivool $0,05$ statistiliselt oluline näitaja ainult kinnisvara taskukohasus, siis eemaldas autor ükshaaval statistiliselt mitteolulisi

tunnuseid mudelist. Sellega kaasnes aga autokorrelatsiooni esinemine ning uuesti kohandatud standardvigade kasutamine. Koos tunnuste eemaldamise ja kohandatud standardvigade kasutamisega vähenes mudeli seletusvõime tuntavalt, kuni 0,13ni. Seetõttu otsustas autor kasutada lõpliku mudelina fikseeritud efektidega mudelit, milles ei esinenud heteroskedastiivsust ega autokorrelatsiooni ning kus ka jääkliikmed allusid normaaljaotusele. Mudeli seletusvõime oli 0,42. Belsley-Kuh-Welschi test näitas, et töötusemäära, reaalse kinnisvara hinnaindeksi ja kinnisvara taskukohasuse vahel võib esineda tugev multikollineaarsus. Vaadates korrelatsioonimaatriksit, on näha, et märkimisväärsed multikollineaarsust ei ole. Nivool 0,05 oli mudelis statistiliselt oluline kinnisvara taskukohasuse näitaja, nivool 0,1 reaalne kinnisvara hinnaindeks ja kriisi fiktiivne tunnus. (Lisa 14)

Lisaks proovis autor mudelisse lisada näitajate viitaegasid. Eemaldades statistiliselt mitteolulisi tunnuseid ükshaaval, tekkis mudelisse autokorrelatsioon. Selle arvesse võtmiseks kasutas autor kohandatud standardvigu. Lisades riike tähistavad fiktiivsed muutujad, selgus kitsenduse F-testist, et parem on LSDV mudel. Kohandatud standardvigade kasutamine juhuslike efektide mudelis andis samuti tulemuseks, et parem on kasutada fikseeritud efektidega mudelit. Kuna viitaegade kasutamisega jäi lõplikusse mudelisse viitajaga sisse ainult noorte töötusemäära näitaja, mis oli ka ainuke statistiliselt oluline näitaja nivool 0,05, ning mudeli determinatsioonikordaja oli 0,40, siis otsustas autor jätkata ilma viitaegadeta mudeliga, mille determinatsioonikordaja oli suurem.

3.2. Mudeli analüüsi tulemused

Lõplikuks mudeliks osutus mitmete testide põhjal fikseeritud efektidega mudel, kuhu olid kaasatud noorte töötusemäära, reaalse kinnisvara hinnaindeksi, kinnisvara taskukohasuse näitajad, kriisi fiktiivne tunnus, kõrgharitud noorte osakaal ja noorte reaalpalk. Mudel jäi lõpus järgmisele kujule:

$$\begin{aligned}
 KENO = & -0,6393 + 0,2920 \cdot TM + 0,0005 \cdot RKVHI + 1,0382 \cdot KVTK - 0,0200 \cdot KRIIS \\
 & (0,3670) \quad (0,2093) \quad (0,003) \quad (0,4706) \quad (0,010) \\
 & +0,1808 \cdot d_{KHNO} - 8,7953 \cdot 10^{-7} \cdot d_{NRP} \\
 & (0,2499) \quad (2,9769 \cdot 10^{-6})
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

kus
KENO – kodus elavate noorte osakaal
TM – töötusemäär
RKVHI – reaalne kinnisvara hinnaindeks
KVTK – kinnisvara taskukohasus

KRIIS – kriisi fiktiivne muutuja

d_KHNO – 1. järku diferents kõrgharitud noorte osakaalu näitajast

d_NRP – 1. järku diferents noorte reaalpalga näitajast

Mudel on oluline nivool 0,05 (*p-value* $6,13 \cdot 10^{-17}$). Nivool 0,05 on muutujatest statistiliselt oluline ainult kinnisvara taskukohasuse näitaja ning nivool 0,1 ka reaalne kinnisvara hinnaindeks ja kriisi fiktiivne tunnus.

Mudelist selgub, et kõige suuremat mõju avaldab sõltuvale muutujale kinnisvara taskukohasus. Kui kinnisvara taskukohasus ehk kasutatav tulu peale kodule tehtud kulutusi suureneb ühe protsendipunkti võrra, siis suureneb ka kodus elavate noorte osakaal 1,04 protsendipunkti võrra. Lisaks suureneb ka ühe protsendipunktilise noorte töötusemäära suurenemise korral sõltuv muutuja 0,29 protsendipunkti võrra. Kriisi olemasolu vähendab kodus elavate noorte osakaalu 0,02 protsendipunkti võrra. Samuti on ka noorte reaalpalga suurenemisel küll väike, aga negatiivne mõju sõltuvale muutujale.

3.2. Analüüsi järeldused

Mudelist selgub, et noorte töötusemäära suurenemine suurendab ka kodus elavate noorte osakaalu. Seos on loogiline ja kattub ka näiteks Albertini ja Kohli (2013) ning Cooper ja Luengo-Prado (2018) varasemate uuringutega. Lisaks, reaalse kinnisvara hinnaindeksi suurenemine toob kaasa ka marginaalse tõusu kodus elavate noorte osakaalus. Positiivset seost kinnitasid oma uuringutes ka Modena ja Rondinelli (2011), Ermisch ja Di Salvo (1997) ning Martinez-Granado ja Ruiz-Castillo (2002).

Järgmisena ilmneb, et kinnisvara taskukohasuse näitaja märk on ebaloogiline ehk märk jäi mudelite koostamisel igas versioonis samaks nagu algses ühendatud mudelis. Mudeli järgi peaksid noored eelistama vanematekodus elamist rohkem siis, kui üldised kulutused kodule vähenevad ja seeläbi ka kasutatavat tulu rohkem alles jääb. Di Stefano (2019) on modelleerinud just vastupidise seose. Antud mudeliga selgunud seost võib Põhjamaade puhul selgitada efektiga, mida täheldasid Ermisch ja Di Salvo (1997) Inglismaa meeste seas. Nimelt leidsid autorid kinnisvara hindadega mitmepidise seose, kus mehed võisid ka hoolimata kõrgematest kinnisvarahindadest kodust välja kolida. Kõrgemad hinnad soosisid ühise kodu loomist mitme inimese peale näiteks koos sõpradega. OECD (2020) andmete põhjal on 20-29aaststel noortel Põhjamaades tavapärasem

eladagi vanematest eraldi, võrreldes Lõuna-Euroopaga. Mudelist võib ilmnedas asjaolu, et Põhjamaade puhul soosivad suuremad koduga seotud kulutused, mille korral kinnisvara taskukohasus väheneb, elama küll iseseisvalt, aga koos sõprade, tuttavate või jagatud eluruumides.

Sama kehtib ka kriisi tähistava fiktiivse muutuja kohta. Kui kriis on mudelis sees ning fiktiivse tunnuse väärtus on 1, siis mudeli kohaselt peaks ebastabiilne majandusolukord soosima iseseisva elu alustamist. Siinkohal võiks seost seletada majandustsüklite abil. Tavapäraselt on majanduslanguse korral nõudlus väiksem kui pakkumine, mis toob hindu alla. Kuigi üldiselt on tarbijate väljavaated tuleviku suhtes negatiivsed, võib tekkida võimalus odavnevatest hindadest kasu saada. Vastavalt majandusteooriale langevad ka intressimäärasid, et majandust elavdada. Madalamad hinnad ja intressimäärad võivad tekitada olukorra, mis soodustab vanemate kodust välja kolimist.

Kõrgharitud noorte osakaalu suurenemise korral indikeerib mudel kodus elavate noorte osakaalu suurenemist, mis esmapilgul võib tunduda ebaloogiline. Seost võib seletada, tuginedes Ühendkuningriigis läbi viidud uuringule, kus leiti, et peale ülikooli lõppu on sealsete noorte puhul tavaline pöörduda vanematekoju tagasi. Uuringu tulemused võiksid olla ülekantavad ka käesoleva töö mudelisse, kuna uuritud vanusevahemikud kattuvad poole ulatuses (Stone *et al.* (2011) puhul 22-24aastased, käesolevas töös 20-24aastased). Samuti võib eelnevat mõttekäiku arendada edasi jõukuse kogumise aspektist. Kui kohe peale ülikooli pole töökohta ootamas, siis väljakolimisega tekkivad kulutusi on raske katta. Samuti nõutakse eluasemelaenude puhul ka omafinantseeringu osa (Whitehead, Williams 2017), mille tasumiseks peab olema raha kogutud. Mõlemate kulutuste olemasoluga võib selgitada kõrgharitud noorte osakaalu suurenemisel suurenevat kodus elavate noorte hulka.

Viimaseks näitab noorte reaalsalga muutuja hinnang, et reaalsalga suurenemisel väheneb kodus elavate noorte osakaal. Mudelist selgub seos on teoriga kooskõlas ning seda kinnitavad oma varasemates uuringutes ka Cooperi ja Luengo-Prado (2018), Matsudaira (2016) ning Card ja Lemieux (1997).

Kuigi mudel on statistiliselt oluline ja ka regressorite olulisuse testi tulemusest saab järeldada, et muutujad sobivad sõltuva muutuja kirjeldamiseks, siis on mudelil ka kitsaskohad. Esmalt on fikseeritud efektiga mudeli lõplik valik mõnevõrra üllatav, kuna uuritavad riigid on valitud suuremast üldkogumist, milleks on kõik riigid, ehk selle järgi võiks sobida just juhuslike

efektidega mudel. Teisalt on grupisisene determinatsioonikordaja 0,42 ehk mudeli seletusvõime ei ole väga hea. Kolmandaks on muutujad statistiliselt olulised nivool 0,1, kuigi eelnevalt on kasutatud olulisuse niivood 0,05.

Kokkuvõttes võib hinnata mudeli sobivust Põhjamaade noorte elukoha valiku kirjeldamiseks piisavaks, kuid mitte täielikuks. Kuigi mudelil on miinuskohti, toob see välja ka olulisi seoseid ning esmapilgul ebalooziliste märkide taga võib ka olla ka neid toetavaid mõttekäike eelnevate uuringute põhjal. Edaspidi antud teemat uurides võib kaaluda näiteks paneelvektorautoregressiivse meetodi kasutamist.

KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli hinnata, millist mõju avaldab kinnisvara taskukohasus noorte elukoha valikule Põhjamaade näitel. Töö ajendiks oli 2020. aasta koroonakriisis ilmenud asjaolu, kus Lõuna-Euroopa riikides nakatasid töölkäivad noored oma vanemaid, kuna noored elasid endiselt vanemate juures. Kinnisvara taskukohasuse mõju hindamine tulenes faktist, et eluasemete hinnad on töö kirjutamisele eelneva kümne aasta jooksul jõudsalt kasvanud.

Varasemast empiirilisest kirjandusest selgus, et noorte elukoha valikut mõjutavaid tegureid on suurel määral uuritud Lõuna-Euroopa noorte seas. Läbivaimad tegurid olid tööturu ebakindlus ja töötus, haridustase, palgad, linnastumine ja kinnisvarahinnad ning kinnisvaraga seotud kulutused. Samuti toodi välja vanematepoolset rahalist toetust, soolist erinevust, perekonnaseisu ja vanust.

Kinnisvara tasukohasuse hindamiseks kasutas autor jääktulu meetodit, mis on oma olemuselt kaudne meetod. Laiemalt on levinud otsesed meetodid nagu eluasemehindade ja sissetuleku suhe ning eluaseme taskukohasuse indeks. Jääktulu meetodi põhiline erinevus seisneb selles, et see võimaldab arvestada erinevusi indiviidide või leibkondade vahel. Meetod hindab, kui palju jääb kasutatavat tulu alles peale kodule tehtavate kulutuste katmist, kuna reeglina on need sellised kulutused, mis ei ole sissetulekute suhtes elastsed ehk mida ei saa tegemata jätta. Käesolevas töös kasutati riigipõhiseid agregeeritud andmeid kodule tehtavate kultuste kohta, mis olid avaldatud osakaaluna kasutatavast tulust. Näitamaks taskukohasust, lahutas autor ühest eelnimetatud näitaja.

Kuigi varasemas kirjanduses on uuritud riigipõhiste paneeluuringute tulemusi, siis tulenevalt andmete kättesaadavusest hindab käesoleva töö autor makrotaseme näitajate mõju kodus elavate noorte osakaalule. Andmed koguti Eurostati, UNESCO, OECD, BIS-i ja Maailmapanga andmebaasidest, võttes aluseks varasemast kirjandusest ilmenenud võimalikud mõjurid. Valimisse kuulus neli Põhjamaa riiki: Norra, Rootsi, Soome ja Taani. Islandit ei kaasatud, kuna uuritavat näitajat ei avaldata selle riigi kohta. Sõltuvaks muutujaks on kodus elavate noorte osakaal, mida avaldab iga-aastaselt Eurostat. Vaadeldavaks perioodiks on aastad 2003-2019, mis oli kõige pikem vahemik, kus andmed olid kättesaadavad.

Paneelandmete modelleerimine viidi läbi kolmes etapis: esmalt ühendatud mudeliga, mis ei arvesta erinevusi riikide vahel, järgmisena kasutati fikseeritud efektidega mudelit, mis uurib, kuidas on seotud erinevused gruppide keskmistest, ning viimasena juhuslike efektidega mudeliga, mis annab igale objektile individuaalse vealiikme. Lõplikuks mudeliks osutus testide põhjal fikseeritud efektidega mudel.

Kuigi lõpliku mudeli seletusvõime ei olnud kõige parem ja ka mõned muutujad ei osutunud nivool 0,05 statistiliselt oluliseks, annab mudel sellegi poolest infot Põhjamaade noorte elukoha valikute kohta. Mudelist selgus, et mõjuteguriteks jäid noorte töötuseäär, reaalne kinnisvara hinnaindeks, kinnisvara taskukohasus, kriisi fiktiivne tunnus, kõrgharitud noorte osakaal ja noorte reaalpalk. Kuigi nii kinnisvara taskukohasuse, kriisi fiktiivse tunnuse ja kõrgharitud noorte osakaalu märgid ei olnud mudelis loogilised, oli võimalik tekkinud olukordasid põhjendada kas varasemate uuringu tulemuste põhjal või majandusteooriaga.

Käesoleva teema uurimine on oluline pikemas vaates, kuna hilinenud kodust välja kolimine ja iseseisva elu alustamine võib lükata edasi ka teisi olulisi etappe, mis on vajalikud üleminekul lapsepõlvest täiskasvanuikka. Need sammud mõjutavad edaspidi ka majanduse käekäiku, kas päris otseselt (näiteks läbi hilinenud tööturule sisenemisel produktiivsuse kaotuses) või ka kaudselt (pereloomise edasi lükkamine mõjutab viljakust ning seeläbi rahvastikku). Antud töös saadud mudel annab küll indikatsiooni mõjutavatest teguritest, aga täpsemate seoste määramiseks oleks vajalik mudeli edasiarendus.

SUMMARY

IMPACT OF HOUSING AFFORDABILITY ON THE SHARE OF YOUTH LIVING WITH THEIR PARENTS IN THE NORDIC COUNTRIES

Kristin Unga

The spread of the coronavirus presented many dangers. One of them was employed youth that still lived with their parents. Since going to work exposed the youth to the virus they also infected their parents at home who are considered to be more at risk. Leaving the parental home is a transitional marker that marks a person's entry into adulthood and therefore is an important aspect of one's life. According to Eurostat and Pew Research Center the average age of leaving one's childhood home has risen a bit. This has an effect on a social as well as on an economic level.

Previous empirical literature implies that the uncertainty of the labor market, level of education, level of wages, urbanization and housing prices as well as housing costs are the main determinants when assessing the probability of youth's living situation. Media has also brought the attention to housing affordability. Therefore in this thesis the author will bring out the concept of housing affordability and also, the methods used to quantify it and the residual income method is used in this thesis.

Despite the fact that previous literature has analysed mainly the results of different youth or population surveys, macro data is used in this thesis. The sample consists of four Nordic countries, Norway, Sweden, Finland and Denmark. The period is defined by the dependent variable's publishing history. The share of youth living with their parents was first published in 2003 and the latest data available is for the year 2019.

Independent variables have been selected mainly based on the previous scientific literature and for the age group 20-24. These are the unemployment rate, real wages, share of youth with higher

education and youth population. In addition, housing affordability, degree of urbanization, real house price index, government expenditure of higher education as a percentage of the GDP and youth at risk of poverty or social exclusion have also been added. Lastly, a dummy variable for economic recession is also included to assess the possible impact on youth's living arrangements.

Both the correlation and the regression analysis showed a positive relationship between housing affordability and the share of youth living at home contrary to what theory and logic imply. Possible explanations are brought out in the third chapter as what may be the cause of these results. The final regression model included youth employment rate, real house price index, dummy variable for recession, share of youth with higher education and their real wages in addition to housing affordability.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Adamopoulou, E. (2016). Living Arrangements of the Youth: Determinants and Gender Differences. *Estudios de Economia Aplicada*, 34 (1), 35–44.
- Age of Young People Leaving Their Parental Household. (2020). Eurostat Statistics Explained. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Age_of_young_people_leaving_their_parental_household&olid=494351, 13. märts 2021.
- Albertini, M., Kohli, M. (2013). The Generational Contract in the Family: An Analysis of Transfer Regimes in Europe. *European Sociological Review*, 29 (4), 828–840.
- Andersen, H. S., Andersson, R., Wessel, T., Vilkama, K. (2015). The Impact of Housing Policies and Housing Markets on Ethnic Spatial Segregation: Comparing the Capital Cities of Four Nordic Welfare States. *International Journal of Housing Policy*, 16 (1), 1-30.
- Aurand, A., Emmanuel, D., Threet, D., Rafi, I., Yentel, D. (2020). Out of Reach 2020. Kättesaadav: https://reports.nlihc.org/sites/default/files/oor/OOR_2020_Mini-Book.pdf, 07. märts 2021.
- Being Young in Europe Today - Labour Market - Access and Participation. (2020). Eurostat Statistics Explained. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Being_young_in_Europe_today_-_labour_market_-_access_and_participation, 4. aprill 2021.
- Berngruber, A. (2015). „Generation Boomerang“ in Germany? Returning to the Parental Home in Young Adulthood. *Journal of Youth Studies*, 18 (10), 1274-1290.
- Bitler, M., Hoynes, H. (2015). Living Arrangements, Doubling Up, and the Great Recession: Was This Time Different? *American Economic Review*, 105 (5), 166–170.
- Bonnet, C., Garbinti, B., Grobon, S. (2019). Rising inequalities in access to home ownership among young households in France, 1973-2013. Banque de France, No. 711.
- Card, D., Lemieux, T. (1997). Adapting to Circumstances: The Evolution of Work, School, and Living Arrangements Among North American Youth. NBER Working Paper Series, No. 6142.
- Clarke, R., Fernandez, R., Königs, S. (ilmumas). Inequalities in Household Wealth: Drivers and Policy Implications. OECD. Pariis: OECD Publishing, ilmumas.
- Cooper, D., Luengo-Prado, M., J. (2018). Household Formation over Time: Evidence from Two Cohorts of Young Adults. *Journal of Housing Economics*, 41, 106-123.

- Cribb, J., Hood, A., Hoyle, J. (2018). The Decline of Homeownership Among Young Adults. IFS Briefing note, No. BN224.
- Di Stefano, E. (2019). Leaving You Mamma: Why So Late in Italy?. *Review of Economics of the Household*, 17 (1), 323–347.
- Elvander, N. (2002). The Labour Market Regimes in the Nordic Countries: A Comparative Analysis. *Scandinavian Political Studies*, 25 (2), 117-137.
- Ermisch, J., Di Salvo, P. (1997). The Economic Determinants of Young People's Household Formation. *Economica*, 64 (256), 627-644.
- Eskildsen, J. K., Kristensen, K., Westlund, A. H. (2004). Work Motivation and Job Satisfaction in the Nordic Countries. *Employee Relations*, 26 (2), 122-136.
- Fry, R., Passel, J. S., Cohn, D'Vera. (2020). A Majority of Young Adults in the U.S. Live with Their Parents for the First Time Since the Great Depression. Kättesaadav: <https://pewresearch-org-preprod.go-vip.co/fact-tank/2020/09/04/a-majority-of-young-adults-in-the-u-s-live-with-their-parents-for-the-first-time-since-the-great-depression/>, 06. märts 2021.
- Goodman, S. P., Bubola, E. (2020). Are Adults Living With Parents Making the Pandemic More Deadly? The New York Times. Kättesaadav: <https://www.nytimes.com/2020/04/08/world/europe/adults-parents-home-coronavirus.html>, 13. veebruar 2021.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2009) *Basic Econometrics* (5th ed.). New York: McGraw-Hill.
- Heady, B., Muffels, R., Wooden, M. (2008). Money Does not Buy Happiness: Or Does It? A Reassessment Based on the Combined Effects of Wealth, Income and Consumption. *Social Indicators Research*, 87, 65-82.
- Herbert, C., Hermann, A., McCue, D. (2019). Measuring Housing Affordability: Assessing the 30-Percent of Income Standard. Joint Center for Housing Studies of Harvard University.
- Li, L. H., Wu, F., Dai, M., Gao, Y. Pan, J. (2017). Housing Affordability of University Graduates in Guangzhou. *Habitat International*, 67, 137-147.
- Martinez-Granado, M., Ruiz-Castillo, J. (2002). The Decisions of Spanish Youth: A Cross-Section Study. *Journal of Population Economics*, 15 (2), 305-331.
- Martins, N., Villanueva, E. (2009). Does High Cost of Mortgage Debt Explain Why Young Adults Live With Their Parents? *Journal of the European Economic Association*, 7 (5), 974–1010.
- Matsudaira, J. (2016). Economic Conditions and the Living Arrangements of Young Adults: 1960 to 2011. *Journal of Population Economics*, 29 (1), 167-195.

- McKeehan, M. K. (2018). The EITC and the Labor Supply of Adult Dependents: Direct Effect and Family Income Effects. *Review of Economics of the Household*, 16 (3), 791-807.
- Modena, F., Rondinelli, C. (2011). Leaving Home and Housing Prices. The Experience of Italian Youth Emancipation. Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper), No. 818.
- Mohdin, A. (2019). Nearly a Million More Young Adults Now Live With Parents – Study. The Guardian. Kättesaadav: <https://www.theguardian.com/society/2019/feb/08/million-more-young-adults-live-parents-uk-housing>, 13. veebruar 2021.
- Moore, M., Gould, P., Keary, B. S. (2003). Global Urbanization and Impact on Health. *International Journal of Hygiene and Environmental Health*, 206 (4-5), 269-278.
- Moreno Minguez, A. (2018). The Youth Emancipation in Spain: A Socio-Demographic Analysis. *International Journal of Adolescence & Youth*, 23 (4), 496–510.
- Mundt, A. (2018). Housing Benefits and Minimum Income Schemes in Austria – An Application of the Residual Income Approach to Housing Affordability of Welfare Recipients. *International Journal of Housing Policy*, 18 (3), 383-411.
- Neuteboom, P., Brounen, D. (2011). Assessing the Accessibility of the Homeownership Market. *Urban Studies*, 48 (11), 2231-2248.
- OECD. (2020). Housing and Inclusive Growth. OECD. Pariis: OECD Publishing.
- OECD. (2021). Housing Prices (indicator). Prices: National and Regional House Price Indices – Complete Database (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm>, 04. mai 2021.
- OECD. (2018). OECD Regions and Cities in a Glance. OECD. Pariis: OECD Publishing.
- OECD, European Union, UNESCO Institute for Statistics. (2015). *ISCED 2011 Operational Manual: Guidelines for Classifying National Education Programmes and Related Qualifications*. OECD Publishing.
- O'Connor, S. (2018). *Millennials Poorer Than Previous Generations, Data Show*. Financial Times. Kättesaadav: <https://www.ft.com/content/81343d9e-187b-11e8-9e9c-25c814761640>, 13. veebruar 2021.
- Olofsson, J., Sandow, E., Findlay, A., Malmberg, G. (2020) Boomerang Behaviour and Emerging Adulthood: Moving Back to the Parental Home and the Parental Neighbourhood in Sweden. *European Journal of Population*, 36, 919-945.
- Parker, K. (2012). The Boomerang Generation: Feeling OK about Living with Mom and Dad. Kättesaadav: <https://www.pewresearch.org/wp-content/uploads/sites/3/2012/03/PewSocialTrends-2012-BoomerangGeneration.pdf>, 06. märts 2021.
- Selim, H. (2009). Determinants of House Prices in Turkey: Hedonic Regression Versus Artificial Neural Network. *Expert Systems with Applications*, 36 (2), 2843-2852.

- Shanahan, M. J., Porfeli, E. J., Mortimer, J. T. (2005). Subjective Age Identity and the Transition to Adulthood. In: R. A., Settersten Jr, F. F., Furstenberg, R. G., Rumbaut (Eds.), *On the Frontier of Adulthood: Theory, Research, and Public Policy*. Chicago: Chicago Scholarship Online.
- Stone, J., Berrington, A., Falkingham, J. (2011). The Changing Determinants of UK Young Adults' Living Arrangements. *Demographic Research*, 25, 629-666.
- Stone, J., Berrington, A., Falkingham, J. (2013). Gender, Turning Points, and Boomerangs: Returning Home in Young Adulthood in Great Britain. *Demography*, 51, 257-276.
- Stone, M. E. (2006). What is Housing Affordability? The Case for the Residual Income Approach. *Housing Policy Debate*, 17 (1), 151-184.
- Verbeek, M. (2012) *A Guide to Modern Econometrics* (4th ed.). Chichester: Wiley.
- Whitehead, C., Williams, P. (2017). Changes in the Regulation and Control of Mortgage Markets and Access to Owner-Occupation Among Younger Households. OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 196.
- Whitehead, C. M. E. (1991) From Need to Affordability: An Analysis of UK Housing Objectives. *Urban Studies*, 28 (6), 871-887.
- Why are more young people living with their parents? (2016). Office for National Statistics. Kättesaadav: <https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/birthsdeathsandmarriages/families/articles/whyaremoreyoungpeoplelivingwiththeirparents/2016-02-22>, 30. jaanuar 2021.

LISAD

Lisa 1. Töös kasutatavad andmed

Riik	Aasta	Näitaja										
		1 (%)	2 (%)	3 (%)	4 (%)	5 (€)	6	7 (%)	8 (%)	9 (%)	10 (%)	11
Norra	2003	32,90	8,20	...	2,25	24396,50	68,6	84,79	77,08	11,84	...	0
Norra	2004	31,00	10,10	17,00	2,34	20573,52	75,2	85,14	77,40	11,83	37,20	0
Norra	2005	30,50	8,60	16,60	2,22	20704,37	80,2	85,71	77,68	11,86	38,40	0
Norra	2006	28,60	6,90	15,30	2,01	21617,95	89	84,23	77,95	12,09	44,80	0
Norra	2007	29,90	5,30	14,50	2,09	19869,55	99,6	84,93	78,23	12,31	44,20	1
Norra	2008	24,70	4,40	12,30	2,01	21627,72	95	84,88	78,53	12,47	46,50	1
Norra	2009	25,30	7,50	10,90	2,16	24486,28	94,6	85,20	78,82	12,58	43,40	1
Norra	2010	25,70	7,60	10,70	2,00	24931,65	100	84,44	79,10	12,65	41,50	0
Norra	2011	29,20	7,20	11,90	1,93	27108,66	106,6	85,20	79,46	12,97	44,30	0
Norra	2012	33,70	7,30	13,90	0,00	31379,27	113,1	85,81	79,87	13,25	40,00	0
Norra	2013	28,70	7,50	14,30	1,99	32536,76	115,2	85,53	80,29	13,43	44,60	0
Norra	2014	31,70	6,70	20,30	2,20	33986,40	116	85,82	80,69	13,47	45,00	0
Norra	2015	34,00	8,10	19,20	1,96	32648,00	120,4	85,84	81,09	13,39	42,70	0
Norra	2016	33,90	8,40	19,40	2,15	32823,05	124,4	85,44	81,49	13,34	43,70	0
Norra	2017	31,00	7,90	18,80	2,11	32070,10	128,3	85,41	81,87	13,29	46,60	0
Norra	2018	32,50	7,30	21,10	..	32757,77	126,6	85,19	82,25	13,23	47,90	0
Norra	2019	34,90	7,60	19,30	..	34733,37	127	..	82,62	13,14	47,40	0
Rootsi	2003	..	11,30	..	1,96	..	64,2	80,51	84,20	11,47	..	0
Rootsi	2004	26,50	14,70	10,90	1,90	12355,84	69,9	80,53	84,26	11,50	35,70	0
Rootsi	2005	32,30	17,50	9,20	1,79	13144,14	75,9	80,67	84,32	11,62	30,60	0
Rootsi	2006	31,90	16,50	13,00	1,71	13253,65	84,1	81,19	84,43	11,91	33,30	0
Rootsi	2007	32,80	13,70	12,50	1,63	14328,98	92,5	81,66	84,59	12,27	29,50	1
Rootsi	2008	35,30	13,90	12,60	1,71	15987,18	90,5	81,92	84,75	12,66	31,90	1
Rootsi	2009	36,50	19,90	12,20	1,90	..	93,8	81,68	84,90	13,02	33,10	1
Rootsi	2010	38,60	19,80	12,50	1,89	16753,75	100	81,52	85,06	13,32	36,80	0
Rootsi	2011	41,80	18,00	12,60	1,85	15362,39	99,6	81,92	85,30	13,65	33,90	0
Rootsi	2012	40,70	18,80	14,70	1,91	18892,40	100	82,59	85,62	14,02	31,90	0
Rootsi	2013	42,20	18,60	16,30	1,93	20986,41	105,2	82,75	85,94	14,34	33,70	0
Rootsi	2014	36,70	17,90	16,10	1,91	21981,05	115,3	82,95	86,25	14,47	32,80	0
Rootsi	2015	39,40	15,80	17,50	1,85	22699,00	130,5	83,12	86,55	14,29	34,10	0
Rootsi	2016	38,50	13,90	18,20	1,84	22738,29	139,9	83,41	86,85	13,80	32,50	0
Rootsi	2017	41,60	13,10	17,90	1,79	23771,87	146,5	83,40	87,15	13,01	31,80	0
Rootsi	2018	41,00	12,30	17,90	..	24357,36	142,4	83,18	87,43	12,08	32,90	0
Rootsi	2019	39,60	14,20	19,10	..	25713,46	143,4	83,36	87,71	11,29	35,70	0

Lisa 1 järg

Riik	Aasta	Näitaja										
		1 (%)	2 (%)	3 (%)	4 (%)	5 (€)	6	7 (%)	8 (%)	9 (%)	10 (%)	11
Soome	2003	..	19,80	..	1,98	..	78,8	81,53	82,64	12,86	..	0
Soome	2004	28,30	19,10	4,30	1,98	12904,32	84,4	81,89	82,77	12,80	28,80	0
Soome	2005	30,90	16,10	2,70	1,92	..	89,6	81,84	82,91	12,72	34,10	0
Soome	2006	31,90	14,90	2,80	1,88	13581,37	93,9	81,82	83,04	12,66	30,50	0
Soome	2007	28,80	12,30	3,20	1,78	14328,70	96,6	82,12	83,17	12,54	28,60	1
Soome	2008	30,10	11,70	3,20	1,81	15576,74	93,4	82,21	83,30	12,37	32,50	1
Soome	2009	26,50	17,00	4,20	2,05	16564,39	93,1	81,85	83,43	12,23	29,30	1
Soome	2010	27,50	17,00	4,00	2,07	17461,16	100	81,57	83,77	12,17	32,30	0
Soome	2011	28,20	16,00	3,90	2,06	17956,32	99,8	81,39	84,31	12,23	32,30	0
Soome	2012	28,70	14,40	4,20	2,04	19434,61	99,4	80,95	84,84	12,40	32,50	0
Soome	2013	28,50	15,80	4,50	2,00	20820,19	99,1	80,56	85,13	12,60	30,90	0
Soome	2014	29,10	16,80	5,20	1,98	21679,63	97,7	79,96	85,18	12,71	34,70	0
Soome	2015	27,70	19,00	5,50	1,88	21642,00	97,9	79,47	85,23	12,68	36,60	0
Soome	2016	30,70	15,90	5,90	1,82	21097,96	98,3	79,02	85,28	12,53	34,00	0
Soome	2017	26,60	16,40	5,40	1,66	21792,79	99,1	78,71	85,33	12,26	32,30	0
Soome	2018	27,40	13,40	6,80	..	22384,92	99,1	78,71	85,38	11,91	34,30	0
Soome	2019	28,80	13,20	6,50	..	23150,13	99,1	78,81	85,45	11,58	33,60	0
Taani	2003	29,10	8,00	..	2,44	15050,57	78,60	79,54	85,36	11,17	..	0
Taani	2004	25,60	8,50	5,00	2,45	15333,11	86,2	79,55	85,57	10,89	40,90	0
Taani	2005	24,90	7,60	6,90	2,32	15630,65	101,6	79,47	85,86	10,75	47,20	0
Taani	2006	22,50	6,10	6,20	2,19	16584,65	123,7	79,58	86,10	10,79	40,80	0
Taani	2007	21,60	6,10	5,10	2,22	17898,32	124,9	79,50	86,29	10,97	43,90	1
Taani	2008	17,40	7,60	5,40	2,12	18704,21	114,6	79,08	86,49	11,26	43,40	1
Taani	2009	23,30	11,10	5,50	2,34	18863,92	99,5	79,47	86,65	11,61	41,10	1
Taani	2010	25,40	12,70	5,90	2,34	19378,95	100	78,84	86,80	11,94	49,10	0
Taani	2011	26,80	12,70	6,70	2,37	22581,22	95,7	78,61	86,96	12,22	46,00	0
Taani	2012	28,30	13,10	7,30	2,17	..	90,9	78,39	87,14	12,58	46,40	0
Taani	2013	21,80	11,90	7,60	2,28	22468,38	93,7	78,07	87,29	12,99	52,50	0
Taani	2014	21,30	12,10	8,20	2,34	21578,76	96,7	78,45	87,41	13,38	56,30	0
Taani	2015	24,50	10,90	9,10	..	22363,00	102,9	78,81	87,53	13,67	50,40	0
Taani	2016	23,50	10,10	8,30	..	23263,00	108,1	79,16	87,64	13,73	54,10	0
Taani	2017	23,80	9,80	10,30	2,45	23233,79	111,7	79,33	87,76	13,62	50,00	0
Taani	2018	24,70	8,60	8,80	..	24181,57	115,3	79,52	87,87	13,40	51,00	0
Taani	2019	20,00	8,50	8,90	..	25563,50	117,5	79,57	87,99	13,15	48,90	0

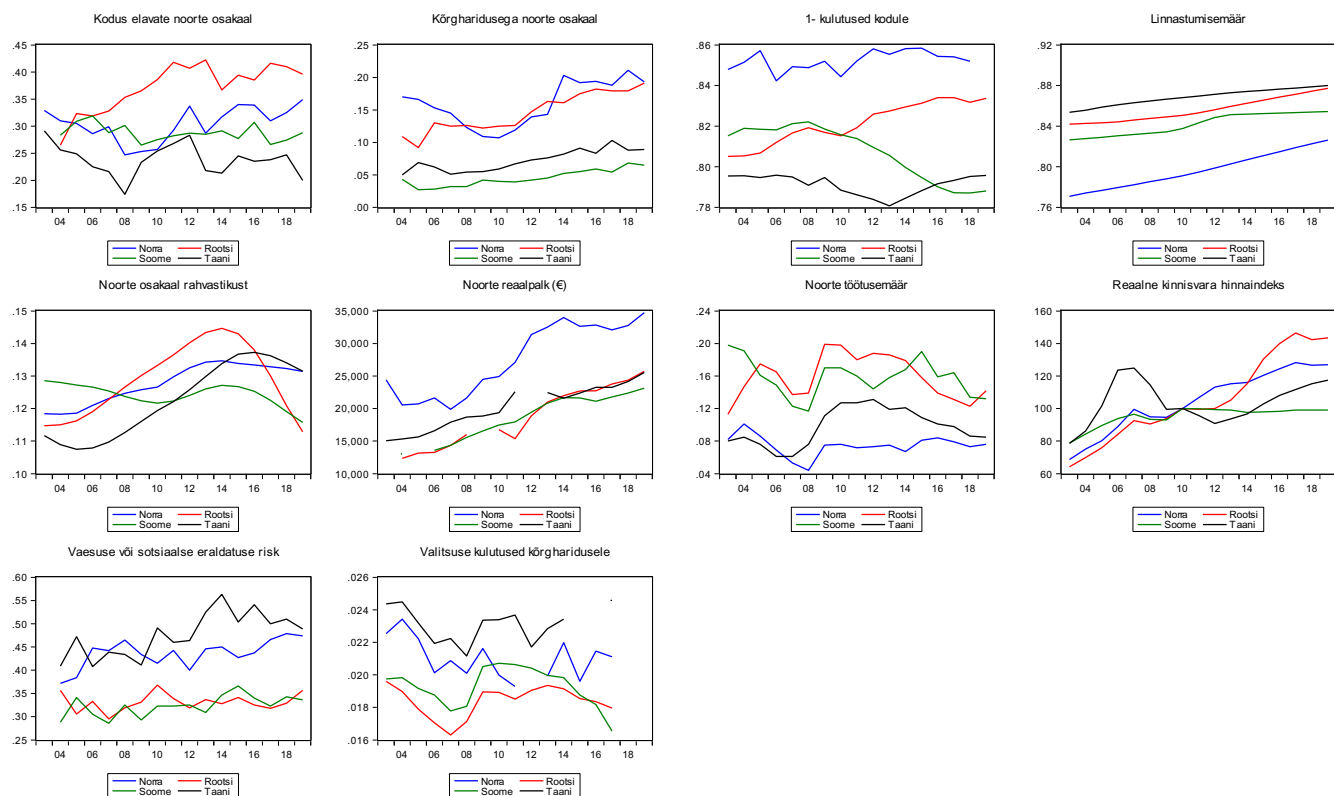
Allikas: Eurostati, UNESCO, OECD, BIS-i ja Maailmapanga andmebaasid, autori koostatud

Märkused:

1. Näitajate pikkade nimetuste tõttu asendas autor nimetused numbritega ning toob järgnevalt välja nende sisu: 1 – kodus elavate noorte osakaal, 2 – noorte töötusemäär, 3 – kõrgharidusega noorte osakaal, 4 – valitsuse kulutused kõrgharidusele osakaaluna SKP-st, 5 – noorte reaalpalk, 6 – reaalne kinnisvara hinnaindeks, 7 – üks - kodule tehtavate kulutuste osakaal kasutatavast tulust, 8 – linnastumisemäär, 9 – noorte osakaal rahvastikust, 10 – vaesuse või sotsiaalse

eraldatuse riskis elavate noorte osakaal, 11 – kriisi fiktiivne näitaja (1 – kriis, 0 – ei ole kriis).

Lisa 2. Töös kasutatavate näitajate dünaamika



Allikas: autori koostatud programmis Eviews toetudes lisa 1 toodud andmetele

Lisa 3. Korrelatsioonimaatriks

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1,00									
2	0,42	1,00								
3	0,16	0,11	1,00							
4	0,04	0,08	0,27	1,00						
5	0,05	0,01	0,14	0,10	1,00					
6	0,28	-0,22	0,09	0,00	0,13	1,00				
7	0,49	-0,30	0,05	0,07	0,00	0,21	1,00			
8	-0,06	0,39	0,13	0,04	0,10	0,30	-0,77	1,00		
9	-0,23	0,02	0,05	0,15	0,14	-0,51	-0,09	-0,17	1,00	
10	-0,52	-0,68	-0,02	0,03	-0,05	0,18	-0,11	0,02	0,24	1,00

Allikas: autori koostatud toetudes lisa 1 toodud andmetele

Märkused:

1. Näitajate pikkade nimetuste tõttu asendas autor nimetused numbritega ning toob järgnevalt välja nende sisu: 1 – kodus elavate noorte osakaal, 2 – noorte töötusemäär, 3 – kõrgharidusega noorte osakaalu 1. järku diferents, 4 – valitsuse kulutused kõrgharidusele osakaaluna SKP-st 1. järku diferents, 5 – noorte reaalpalga 1. järku diferents, 6 – reaalne kinnisvara hinnaindeks, 7 – üks - kodule tehtavate kulutuste osakaal kasutatavast tulust, 8 – linnastumisemäär, 9 – noorte osakaal rahvastikust 1. järku diferents, 10 – vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis elavate noorte osakaal

Lisa 4. Paneelandmete statsionaarsuse kontrolli tulemused Levin, Lin & Chu testiga

	Algne	1. järku diferents
Kodus elavate noorte osakaal	0,00	–
Noorte töötusemäär	0,03	–
Kõrgharitud noorte osakaal	0,73	0,00
Valitsuse kulutused kõrgharidusele osakaaluna SKP-st	0,05	0,00
Noorte reaalpalk	0,26	0,00
Reaalne kinnisvara hinnaindeks	0,00	–
Kinnisvara taskukohasus	0,00	–
Linnastumismäär	0,00	–
Noorte osakaal rahvastikust	0,31	0,00
Vaesuse või sotsiaalse eraldatuse riskis olevate noorte osakaal	0,00	–

Allikas: autori arvutused programmis Eviews lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 5. Ühendatud mudeli Gretli aruanne, kümme sõltumatut muutujat

Model 1: Pooled OLS, using 43 observations
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 9, maximum 12
 Dependent variable: KENO

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-4.02760	0.728740	-5.527	4.29e-06	***
TM	0.166242	0.241699	0.6878	0.4965	
VKKH	-7.63251	3.16187	-2.414	0.0217	**
RKVHI	-0.00118846	0.000637801	-1.863	0.0716	*
KVTK	3.34394	0.483302	6.919	7.82e-08	***
LM	2.22610	0.505243	4.406	0.0001	***
VSEREN	-0.0465617	0.133064	-0.3499	0.7287	
Kriis	-0.0259704	0.0120809	-2.150	0.0392	**
d_KHNO	-0.125047	0.316806	-0.3947	0.6957	
d_NRP	-2.57992e-06	3.86910e-06	-0.6668	0.5097	
d_NOR	0.615637	2.24559	0.2742	0.7857	
Mean dependent var	0.299023	S.D. dependent var	0.058608		
Sum squared resid	0.021038	S.E. of regression	0.025640		
R-squared	0.854174	Adjusted R-squared	0.808603		
F(10, 32)	18.74390	P-value(F)	1.12e-10		
Log-likelihood	102.8724	Akaike criterion	-183.7449		
Schwarz criterion	-164.3717	Hannan-Quinn	-176.6006		
rho	0.174593	Durbin-Watson	1.504745		

Excluding the constant, p-value was highest for variable 14 (d_NOR)

White's test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: heteroskedasticity not present
 Test statistic: LM = 26.3848
 with p-value = P(Chi-square(19) > 26.3848) = 0.119819

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 3.61729
 with p-value = 0.163876

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = 0)
 Test statistic: t(3) = 0.710863
 with p-value = P(|t| > 0.710863) = 0.528452

Variance Inflation Factors
 Minimum possible value = 1.0
 Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

TM	7.466
VKKH	2.725
RKVHI	5.977
KVTK	8.722
LM	14.444
VSEREN	5.526
Kriis	1.817
d_KHNO	1.286
d_NRP	1.181
d_NOR	1.959

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisa 1 toodud andmete põhjal

Lisa 6. Ühendatud mudeli Gretli aruanne, üheksa sõltumatut muutujat

Model 20: Pooled OLS, using 43 observations
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 9, maximum 12
 Dependent variable: KENO

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.970150	0.277780	-3.493	0.0014	***
TM	0.835763	0.234605	3.562	0.0011	***
VKKH	-6.07918	3.92199	-1.550	0.1307	
RKVHI	0.00120876	0.000415418	2.910	0.0064	***
KVTK	1.42828	0.263432	5.422	5.31e-06	***
VSEREN	-0.0187139	0.165901	-0.1128	0.9109	
Kriis	-0.0112223	0.0144889	-0.7745	0.4441	
d_KHNO	0.268714	0.379373	0.7083	0.4837	
d_NRP	-1.23361e-06	4.81427e-06	-0.2562	0.7994	
d_NOR	2.73985	2.73755	1.001	0.3242	
Mean dependent var	0.299023	S.D. dependent var	0.058608		
Sum squared resid	0.033800	S.E. of regression	0.032004		
R-squared	0.765708	Adjusted R-squared	0.701810		
F(9, 33)	11.98329	P-value(F)	4.07e-08		
Log-likelihood	92.67815	Akaike criterion	-165.3563		
Schwarz criterion	-147.7443	Hannan-Quinn	-158.8615		
rho	0.339542	Durbin-Watson	1.149952		

Excluding the constant, p-value was highest for variable 9 (VSEREN)

White's test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: heteroskedasticity not present
 Test statistic: LM = 18.7068
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(17) > 18.7068) = 0.345616$

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 1.33708
 with p-value = 0.512456

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = 0$)
 Test statistic: $t(3) = 0.978986$
 with p-value = $P(|t| > 0.978986) = 0.399783$

Variance Inflation Factors
 Minimum possible value = 1.0
 Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

TM	4.515
VKKH	2.691
RKVHI	1.627
KVTK	1.663
VSEREN	5.513
Kriis	1.678
d_KHNO	1.183
d_NRP	1.174
d_NOR	1.869

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 7. LSDV mudeli ja kitsenduste F-testi Gretli aruanne

Model 39: Pooled OLS, using 43 observations
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 9, maximum 12
 Dependent variable: KENO

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.979114	0.622576	-1.573	0.1263
TM	0.367691	0.299783	1.227	0.2295
VKKH	0.435108	5.35491	0.08125	0.9358
RKVHI	0.000419995	0.000411898	1.020	0.3160
KVTK	1.39811	0.790871	1.768	0.0873 *
VSEREN	0.0190554	0.166749	0.1143	0.9098
Kriis	-0.0182878	0.0127469	-1.435	0.1617
d_KHNO	0.0963111	0.308966	0.3117	0.7574
d_NRP	-2.28172e-06	3.76180e-06	-0.6066	0.5487
d_NOR	-0.208222	2.34663	-0.08873	0.9299
du_2	0.0903205	0.0423497	2.133	0.0412 **
du_3	0.0279342	0.0468426	0.5963	0.5554
du_4	0.0110761	0.0553415	0.2001	0.8427
Mean dependent var	0.299023	S.D. dependent var	0.058608	
Sum squared resid	0.018646	S.E. of regression	0.024930	
R-squared	0.870755	Adjusted R-squared	0.819057	
F(12, 30)	16.84312	P-value(F)	3.82e-10	
Log-likelihood	105.4677	Akaike criterion	-184.9353	
Schwarz criterion	-162.0397	Hannan-Quinn	-176.4921	
rho	0.223963	Durbin-Watson	1.425981	

Excluding the constant, p-value was highest for variable 5 (VKKH)

Restriction set

- 1: $b[du_2] = 0$
- 2: $b[du_3] = 0$
- 3: $b[du_4] = 0$

Test statistic: $F(3, 30) = 8.12779$, with p-value = 0.00041459

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 8. Fikseeritud efektidega mudeli ja multikollineaarsuse testi Gretli aruanne, üheksa sõltumatut muutujat

Model 22: Fixed-effects, using 43 observations
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 9, maximum 12
 Dependent variable: KENO

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.946544	0.599443	-1.579	0.1248
TM	0.367691	0.299783	1.227	0.2295
VKKH	0.435108	5.35491	0.08125	0.9358
RKVHI	0.000419995	0.000411898	1.020	0.3160
KVTK	1.39811	0.790871	1.768	0.0873 *
VSEREN	0.0190554	0.166749	0.1143	0.9098
Kriis	-0.0182878	0.0127469	-1.435	0.1617
d_KHNO	0.0963111	0.308966	0.3117	0.7574
d_NRP	-2.28172e-06	3.76180e-06	-0.6066	0.5487
d_NOR	-0.208222	2.34663	-0.08873	0.9299
Mean dependent var	0.299023	S.D. dependent var	0.058608	
Sum squared resid	0.018646	S.E. of regression	0.024930	
LSDV R-squared	0.870755	Within R-squared	0.452813	
LSDV F(12, 30)	16.84312	P-value(F)	3.82e-10	
Log-likelihood	105.4677	Akaike criterion	-184.9353	
Schwarz criterion	-162.0397	Hannan-Quinn	-176.4921	
rho	0.223963	Durbin-Watson	1.422213	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(9, 30) = 2.75843$
 with p-value = $P(F(9, 30) > 2.75843) = 0.0176925$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(3, 30) = 8.12779$
 with p-value = $P(F(3, 30) > 8.12779) = 0.00041459$

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

According to BKW, cond ≥ 30 indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices ≥ 30 : 4

Variance proportions ≥ 0.5 associated with cond ≥ 30 :

const	TM	VKKH	RKVHI	KVTK	VSEREN
1.000	0.597	1.000	0.801	1.000	0.999

Count of condition indices ≥ 10 : 5

Variance proportions ≥ 0.5 associated with cond ≥ 10 :

const	TM	VKKH	RKVHI	KVTK	VSEREN
1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 9. Fikseeritud efektidega mudeli ja multikollineaarsuse testi Gretli aruanne, kaheksa sõltumatut muutujat

Model 23: Fixed-effects, using 43 observations
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 9, maximum 12
 Dependent variable: KENO

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.919041	0.540194	-1.701	0.0989 *
TM	0.368925	0.294781	1.252	0.2201
VKKH	0.564755	5.14937	0.1097	0.9134
RKVHI	0.000430903	0.000394256	1.093	0.2828
KVTK	1.36882	0.736189	1.859	0.0725 *
Kriis	-0.0183487	0.0125314	-1.464	0.1532
d_KHNO	0.103214	0.298142	0.3462	0.7315
d_NRP	-2.36465e-06	3.63190e-06	-0.6511	0.5198
d_NOR	-0.182365	2.29821	-0.07935	0.9373
Mean dependent var	0.299023	S.D. dependent var	0.058608	
Sum squared resid	0.018654	S.E. of regression	0.024530	
LSDV R-squared	0.870699	Within R-squared	0.452575	
LSDV F(11, 31)	18.97730	P-value(F)	8.49e-11	
Log-likelihood	105.4583	Akaike criterion	-186.9166	
Schwarz criterion	-165.7822	Hannan-Quinn	-179.1229	
rho	0.224552	Durbin-Watson	1.423026	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(8, 31) = 3.20359$
 with p-value = $P(F(8, 31) > 3.20359) = 0.00908576$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(3, 31) = 8.39778$
 with p-value = $P(F(3, 31) > 8.39778) = 0.000312677$

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:
 According to BKW, cond ≥ 30 indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices ≥ 30 : 3
 Variance proportions ≥ 0.5 associated with cond ≥ 30 :

const	TM	VKKH	RKVHI	KVTK
1.000	0.608	1.000	0.779	1.000

Count of condition indices ≥ 10 : 4
 Variance proportions ≥ 0.5 associated with cond ≥ 10 :

const	TM	VKKH	RKVHI	KVTK
1.000	0.999	1.000	0.999	1.000

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 10. Fikseeritud efektidega mudeli, multikollineaarsuse ja ajaefekti testi Gretli aruanne

Model 24: Fixed-effects, using 53 observations
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 13, maximum 14
 Dependent variable: KENO

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.639571	0.372261	-1.718	0.0931	*
TM	0.291156	0.233380	1.248	0.2191	
RKVHI	0.000536416	0.000350045	1.532	0.1329	
KVTK	1.03847	0.476836	2.178	0.0351	**
Kriis	-0.0200489	0.0111689	-1.795	0.0798	*
d_KHNO	0.180400	0.256156	0.7043	0.4852	
d_NRP	-8.83878e-07	3.05170e-06	-0.2896	0.7735	
d_NOR	0.0160225	1.80486	0.00877	0.9930	

Mean dependent var	0.298396	S.D. dependent var	0.060185
Sum squared resid	0.022658	S.E. of regression	0.023226
LSDV R-squared	0.879710	Within R-squared	0.424431
LSDV F(10, 42)	30.71573	P-value(F)	3.76e-16
Log-likelihood	130.3714	Akaike criterion	-238.7428
Schwarz criterion	-217.0696	Hannan-Quinn	-230.4083
rho	0.151864	Durbin-Watson	1.457974

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(7, 42) = 4.42447$
 with p-value = $P(F(7, 42) > 4.42447) = 0.000932091$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(3, 42) = 13.0728$
 with p-value = $P(F(3, 42) > 13.0728) = 3.621e-06$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(4) = 2.1298$
 with p-value = 0.711901

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 1.22962$
 with p-value = 0.540745

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 3) = 5.0628$
 with p-value = $P(F(1, 3) > 5.0628) = 0.109931$

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:
 According to BKW, $\text{cond} \geq 30$ indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices ≥ 30 : 2
 Variance proportions ≥ 0.5 associated with $\text{cond} \geq 30$:

const	RKVHI	KVTK
1.000	0.795	1.000

Count of condition indices ≥ 10 : 3
 Variance proportions ≥ 0.5 associated with $\text{cond} \geq 10$:

const	TM	RKVHI	KVTK	d_NOR
1.000	0.998	0.999	1.000	0.602

Wald joint test on time dummies -
 Null hypothesis: No time effects
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(13) = 9.31117$
 with p-value = 0.749057

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 11. Juhuslike efektidega mudeli ja multikollineaarsuse testi Gretli aruanne

Model 27: Random-effects (GLS), using 43 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 9, maximum 12
 Dependent variable: KENO

	coefficient	std. error	z	p-value
const	-0.963017	0.470591	-2.046	0.0407 **
TM	0.504672	0.253368	1.992	0.0464 **
VKKH	-1.26551	4.39382	-0.2880	0.7733
RKVHI	0.000455178	0.000381939	1.192	0.2334
KVTK	1.45586	0.605455	2.405	0.0162 **
VSEREN	-0.0253576	0.151408	-0.1675	0.8670
Kriis	-0.0169725	0.0119581	-1.419	0.1558
d_KHNO	0.128304	0.297587	0.4311	0.6664
d_NRP	-2.26701e-06	3.67520e-06	-0.6168	0.5373
d_NOR	-0.381415	2.26450	-0.1684	0.8662
Mean dependent var	0.299023	S.D. dependent var	0.058608	
Sum squared resid	0.051369	S.E. of regression	0.038870	
Log-likelihood	83.67913	Akaike criterion	-147.3583	
Schwarz criterion	-129.7463	Hannan-Quinn	-140.8635	
rho	0.223963	Durbin-Watson	1.422213	

'Between' variance = 0.00162639
 'Within' variance = 0.000433617
 mean theta = 0.843823
 corr(y,yhat)^2 = 0.665451

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(9) = 29.115
 with p-value = 0.00061971

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 11.3453
 with p-value = 0.000756393

Hausman test -
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(3) = 2.20075
 with p-value = 0.531801

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 6.10128
 with p-value = 0.0473285

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)
 Test statistic: F(1, 3) = 2.60148
 with p-value = P(F(1, 3) > 2.60148) = 0.205162

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:
 According to BKW, cond >= 30 indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices >= 30: 1
 Variance proportions >= 0.5 associated with cond >= 30:

const	KVTK
0.987	0.991

Count of condition indices >= 10: 1

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 12. Juhuslike efektidega mudeli, multikollineaarsuse ja ajaefekti testi Gretli aruanne

Model 33: Random-effects (GLS), using 63 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 15, maximum 16
 Dependent variable: KENO

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	-0.691696	0.299973	-2.306	0.0211	**
TM	0.538140	0.160196	3.359	0.0008	***
RKVHI	0.000767958	0.000237739	3.230	0.0012	***
KVTK	1.10170	0.357977	3.078	0.0021	***
VSEREN	-0.135311	0.0992046	-1.364	0.1726	
Kriis	-0.0194285	0.00875101	-2.220	0.0264	**
Mean dependent var	0.298556	S.D. dependent var	0.058336		
Sum squared resid	0.061632	S.E. of regression	0.032598		
Log-likelihood	128.8925	Akaike criterion	-245.7850		
Schwarz criterion	-232.9262	Hannan-Quinn	-240.7275		
rho	0.219880	Durbin-Watson	1.291777		

'Between' variance = 0.000736394
 'Within' variance = 0.000503866
 mean theta = 0.7959
 corr(y,yhat)^2 = 0.741198

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(5) = 52.0378
 with p-value = 5.29929e-10

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 33.6119
 with p-value = 6.72803e-09

Hausman test -
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(3) = 2.61907
 with p-value = 0.454155

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 1.17403
 with p-value = 0.555985

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)
 Test statistic: F(1, 3) = 70.851
 with p-value = P(F(1, 3) > 70.851) = 0.00351815

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

According to BKW, cond >= 30 indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices >= 30: 1
 Variance proportions >= 0.5 associated with cond >= 30:

const	KVTK
0.993	0.992

Count of condition indices >= 10: 1

Wald joint test on time dummies -
 Null hypothesis: No time effects
 Asymptotic test statistic: Chi-square(14) = 12.3844
 with p-value = 0.575458

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 13. Kohandatud standardvigadega juhuslike efektidega mudeli Gretli aruanne

Model 38: Random-effects (GLS), using 63 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 15, maximum 16
 Dependent variable: KENO
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	-0.691696	0.322227	-2.147	0.0318	**
TM	0.538140	0.378247	1.423	0.1548	
RKVHI	0.000767958	0.000387435	1.982	0.0475	**
KVTK	1.10170	0.361060	3.051	0.0023	***
VSEREN	-0.135311	0.0467249	-2.896	0.0038	***
Kriis	-0.0194285	0.0111921	-1.736	0.0826	*
Mean dependent var	0.298556	S.D. dependent var	0.058336		
Sum squared resid	0.061632	S.E. of regression	0.032598		
Log-likelihood	128.8925	Akaike criterion	-245.7850		
Schwarz criterion	-232.9262	Hannan-Quinn	-240.7275		
rho	0.219880	Durbin-Watson	1.291777		

'Between' variance = 0.000736394
 'Within' variance = 0.000503866
 mean theta = 0.7959
 corr(y,yhat)^2 = 0.741198

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(5) = 1.78611e+15
 with p-value = 0

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 33.6119
 with p-value = 6.72803e-09

Hausman test -
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(3) = 214.492
 with p-value = 3.1141e-46

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 14. Lõplik fikseeritud efektidega mudeli ja multikollineaarsuse testi Gretli aruanne

Model 53: Fixed-effects, using 53 observations
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 13, maximum 14
 Dependent variable: KENO

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.639337	0.366987	-1.742	0.0886 *
TM	0.292026	0.209328	1.395	0.1702
RKVHI	0.000534888	0.000301260	1.776	0.0829 *
KVTK	1.03824	0.470606	2.206	0.0328 **
Kriis	-0.0200165	0.0104309	-1.919	0.0616 *
d_KHNO	0.180766	0.249856	0.7235	0.4733
d_NRP	-8.79529e-07	2.97689e-06	-0.2955	0.7691
Mean dependent var	0.298396	S.D. dependent var	0.060185	
Sum squared resid	0.022658	S.E. of regression	0.022955	
LSDV R-squared	0.879710	Within R-squared	0.424430	
LSDV F(9, 43)	34.94110	P-value(F)	6.13e-17	
Log-likelihood	130.3713	Akaike criterion	-240.7427	
Schwarz criterion	-221.0398	Hannan-Quinn	-233.1659	
rho	0.151727	Durbin-Watson	1.458086	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(6, 43) = 5.28476$
 with p-value = $P(F(6, 43) > 5.28476) = 0.000373297$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(3, 43) = 13.4351$
 with p-value = $P(F(3, 43) > 13.4351) = 2.53254e-06$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(4) = 2.12891$
 with p-value = 0.712063

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 1.22438$
 with p-value = 0.542163

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 3) = 5.05294$
 with p-value = $P(F(1, 3) > 5.05294) = 0.110155$

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:
 According to BKW, $\text{cond} \geq 30$ indicates "strong" near linear dependence, and cond between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic cond values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices ≥ 30 : 2
 Variance proportions ≥ 0.5 associated with $\text{cond} \geq 30$:

	const	TM	RKVHI	KVTK
	1.000	0.714	0.856	1.000

Count of condition indices ≥ 10 : 3
 Variance proportions ≥ 0.5 associated with $\text{cond} \geq 10$:

	const	TM	RKVHI	KVTK
	1.000	0.998	0.999	1.000

Allikas: autori arvutused programmis Gretl lisas 1 toodud andmete põhjal

Lisa 15. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Kristin Unga

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose Kinnisvara taskukohasuse mõju kodus elavate noorte osakaalule Põhjamaade näitel, mille juhendaja on Signe Rosenberg,

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.

13.05.2021

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. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.