

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Brigita Mass

**EESTI ELUKINDLUSTUSTEENUSTE TURGU MÕJUTAVAD
MAKROÖKONOOMILISED MUUTUJAD**

Bakalaureusetöö

Õppekava Rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Ako Sauga, PhD

Tallinn 2020

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 6172 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Brigita Mass

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 179369TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: brigita.mass@taltech.ee

Juhendaja: Ako Sauga, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	6
1. TEOREETILINE KÄSITLUS.....	8
1.1. Eesti elukindlustusturg	8
1.2. Varasemad uuringud.....	12
2. ANDMETE KIRJELDUS JA METOODIKA.....	16
2.1. Andmete kirjeldus	16
2.2. Metoodika.....	19
3. ANALÜÜS JA TULEMUSED	22
3.1. Esialgsed mudelid.....	22
3.1.1. Aegridade silumine.....	25
3.2. Lõplikud mudelid	26
3.3. Järeldused ja ettepanekud	28
KOKKUVÕTE	31
SUMMARY	33
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	35
LISAD	38
Lisa 1. Ühikjuure testid	38
Lisa 2. Esialgne OLS mudel.....	40
Lisa 3. Statistiliselt oluliste tunnustega OLS mudel.....	41
Lisa 4. Multikollineaarsus VIF testiga esimesele olulisele mudelile	42
Lisa 5. White'i test esimesele olulisele mudelile	43
Lisa 6. Breusch-Godfrey test esimesele olulisele mudelile	44
Lisa 7. Doornik-Hansen jääkliikmete normaaljaotuse test.....	45
Lisa 8. OLS mudel sesoonsete fiktiivsete tunnustega	46
Lisa 9. Tunnuste komplekti eemaldamise F- test kitsendatud aruanne	47
Lisa 10. Silutud aegridade ühikjuure testid	48
Lisa 11. Teine OLS mudel kõikide tunnustega	50
Lisa 12. Teine OLS mudel statistiliselt oluliste tunnustega	51
Lisa 13. Multikollineaarsus VIF testiga teisele olulisele mudelile.....	52
Lisa 14. White'i test teisele olulisele mudelile.....	53

Lisa 15. Breusch-Godfrey test teisele olulisele mudelile	54
Lisa 16. Doornik-Hansen jääkliikmete normaaljaotuse test.....	55
Lisa 17. Teine OLS mudel fiktiivsete tunnustega	56
Lisa 18. Tunnuste komplekti eemaldamise F- test kitsendatud aruanne	57
Lisa 19. Teine OLS mudel kohandatud standardvigadega	58
Lisa 20. Lõplik OLS mudel kohandatud standardvigadega	59
Lisa 21. Multikollinearsus VIF testiga lõplikule mudelile	60
Lisa 22. Doornik-Hansen jääkliikmete normaaljaotuse test lõplikule mudelile.....	61
Lisa 23. Lihtlitsents	62

LÜHIKOKKUVÕTE

Bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida, kas erinevad makroökonomilised muutujad mõjutavad Eestis perioodil 1. jaanuar 2008 kuni 30. juuni 2020 saadud elukindlustuspreemiaid. Eesmärgi täitmiseks viis autor läbi empiirilise analüüsi ja koostas selle käigus kaks regressioonimudelit, kasutades sõltuva muutujana Eestis elukindlustusteenuseid pakkuvate ettevõtete saadud kuiseid elukindlustuspreemiaid ning sõltumatute muutujatena makroökonomilisi muutujaid. Teise mudeli koostamisel on läbi viidud aegridade silumine.

Mudelite testimise käigus selgus, et neis esineb heteroskedastiivsus ja tugev negatiivne autokorrelatsioon, mis kuise andmete kasutamisel võib juhtuda, seetõttu kasutati lõplikus mudelis kohandatud standardvigu. Analüüsi tulemusena koostatud lõplik statistiliselt oluline mudel kohandatud standardvigadega, näitab oluliste makroökonomiliste muutujatena sisemajanduse kogutoodangut, valitsemissektori sotsiaaltoetuseid ja töötusemäära.

Võtmesõnad: Elukindlustus, Eesti elukindlustusteenused, mitmene lineaarne regressioonimudel, makroökonomilised muutujad, aegridade silumine

SISSEJUHATUS

Kindlustuse olemuse mõistmine algab riski kontseptsioonist, täpsemalt arusaamast, millised on erinevad võimalikud tulemused ja nendega seotud riskid kui lähtepunktiks on üks olukord (Zeckhauser 2019). Elukindlustus teenusena pakub inimestele võimaluse vähemalt osaliselt vähendada riske situatsioonides, kus mõjutatud ei ole mitte ainult kindlustaja ise, vaid ka tema lähikondlased või muud seotud isikud.

Elukindlustusteenusel on ühiskonnas mõju inimeste mõttemaailma kujundamisel ja inimelu väärtustamisel. Elukindlustuslepingu sõlminud inimene teab, et tasu makstakse vaid juhul, kui kindlustatu ise oma tervise eest hoolitseb ning ei võta asjatuid riske. Näiteks ei hüvitata õnnetusega seotud ravikuluid kui kindlustatu osaleb õnnetuses, olles tarbinud alkoholi või muid sõltuvust tekitavaid aineid. (Inglis 2002, 28)

1990ndate alguses kahekordistus Euroopas elukindlustuse osakaal kindlustusteenuste seas, millele järgnes tugev kindlustussektori areng (Haiss, Sümegi 2008). Majandusteadlaste hinnangul on kindlustussektori arengul positiivne seos ka majanduskasvuga, mistõttu elukindlustusteenuste kasvutrend panustab ka majanduse arengusse (Dash *et al.* 2018). Selgetest majanduslikest seostest hoolimata on kindlustust siiski väärtpaperituru ja pankadega kõrvutades võrdlemisi vähe uuritud, samuti ei ole palju empiirilisi uuringuid, mis keskenduks ühele riigile (*Ibid*).

Bakalaureusetöös keskendub autor seostele Eesti elukindlustusteenuse turu ning erinevate majanduslike, demograafiliste, sotsiaalsete ja poliitiliste faktorite vahel. Eesti elukindlustusteenuse turgu kirjeldavaks tunnuseks on saadud kindlustuspreemiad erinevate elukindlustusliikide puhul kokku ning mudelisse kuuluvad sõltumatud tunnused valitakse lähtudes eelnevatest teoreetilistest ja empiirilistest uuringutest, kuid kaasates ka autori loogikat. Analüüsitava ajaline periood jääb vahemikku 1. jaanuar 2008 kuni 30. juuni 2020. Muutujate vaheliste seoste leidmiseks kasutatakse mitme muutujaga lineaarset regressioonimudelit.

Töö peamised uurimisküsimused on järgmised:

1. Kas sotsiaalsed ja poliitilised tunnused on Eesti elukindlustusturgu kirjeldavates mudelites statistiliselt olulised?
2. Millised majanduslikud tunnused mõjutavad Eesti elukindlusteenuste turgu kõige rohkem?

Püstitatud hüpoteesid on järgmised:

H1: Inflatsiooni ja elukindlustuspreemiate mahu vahel on negatiivne seos.

H2: Sotsiaaltoetuste ning elukindlustuspreemiate mahu vahel on negatiivne seos.

Töö on jaotatud kolmeks peatükiks, millest esimene kirjeldab elukindlustusturgu, selgitab Eesti elukindlustusturul kaubeldavate teenuste sisu ning tarbitavate teenuste mahtu uurimisperioodi vältel. Samuti annab autor ülevaate valdkonna teoreetilistest ja empiirilistest käsitlustest. Teine osa keskendub andmetele, sealhulgas sobilike tunnuste valimisele ning nende kirjeldamisele. Nimetatud osas viiakse läbi ka andmete esmane testimine ehk aegriidade statsionaarsuse kontroll.

Viimane peatükk keskendub regressioonanalüüsile ning koostatud mudelite testimisele. Kolmandas osas kirjeldatakse ka mudelite seletusvõimet ning seoseid statistiliselt olulistega, samuti eemaldatakse vajadusel kuiste andmete kasutamise tõttu tekkinud sesoonsus. Lisaks antakse vastused uurimisküsimustele ning püstitatud hüpoteesidele. Käesoleva töö teises ja kolmandas osas esitatud andmete töötlemiseks, testimiseks ning mudelite koostamiseks on kasutatud Gretl ökonomeetriapaketti.

1. TEOREETILINE KÄSITLUS

Kõige levinumaks kindlustusliigiks on kahjukindlustus. Elukindlustust ja kahjukindlustust teineteisest kõige rohkem eristavaks tunnuseks on elukindlustusega seotud pikaajaline risk. See tähendab, et olulises osas kestavad elukindlustused kuni kindlustatu elu lõpuni, samas kui kahjukindlustus katab lühiajalisemaid riske. Põhiline tingimuslik lubadus, mida elukindlustust pakuvad seltsid müüvad, on kindlustus majandusliku kahju vastu kindlustatu enneaegse surma puhul. Seejuures on levinumaks elukindlustusliigiks kindlustus surmajuhtumiks, kus kindlustusandja maksab fikseeritud aja jooksul kindlustatu surma puhul välja konkreetse rahasumma. (Carmichael, Pomerleano 2002)

Elukindlustusest on 21. sajandiks saanud omaette oluline majandusharu, mida ei saa kokku panna kahjukindlustuse või muude alternatiivsete investeerimisvõimalustega, sest nii õiguslikud kui tehnilised põhimõtted ei kattu. Võrdluses kahjukindlustusega ei saa elukindlustusleping olla hüvitisleping, mistõttu kasutatakse kindlustushüvitise mõiste asemel mõnikord hoopis väljamakse mõistet. Hüvitise põhimõte ei ole olemuselt korrektne, sest puudub võimalus määrata inimese väärtust. (Inglis 2002, 15)

1.1. Eesti elukindlustusturg

Eestis kehtiva Kindlustustegevuse seaduse alusel (KindlITS §2) on kindlustustegevuseks kindlustusvõtja või kindlustatu kindlustusriskide ülevõtmine ja seejuures kindlustusjuhtumi korral kahju hüvitamine või mõne muu punkti täitmine vastavalt kindlustuslepingule. Seejuures jaguneb kindlustustegevus kolmeks alaliigiks: elukindlustus, kahjukindlustus ja edasikindlustus (*Ibid*). „Edasikindlustustegevus on kindlustustegevus, kus edasikindlustuslepingu alusel võetakse üle kindlustusandjale üleantud kindlustusriskid eesmärgiga maksta kindlustusandjale kokkulepitud suuruses hüvitist seoses kindlustusandja ja kindlustusvõtja vahel sõlmitud kindlustuslepingu järgse kindlustusjuhtumiga“ (*Ibid* §3).

Elukindlustus jaguneb omakorda veel kolmeteistkümneks alaliigiks (Ibid §13):

- 1) kindlustus surmajuhtumiks;
- 2) kindlustus üleelamistähtajaks;
- 3) kindlustus surmajuhtumiks ja üleelamistähtajaks;
- 4) annuiteet;
- 5) õnnetusjuhtumikindlustus lisakindlustusena;
- 6) haiguskindlustus lisakindlustusena;
- 7) sünnikindlustus ja abiellumiskindlustus;
- 8) investeerimisriskiga elukindlustus;
- 9) katkestamisõigusega pikaajaline haiguskindlustus;
- 10) tontiin;
- 11) kapitali kogumise tegevus;
- 12) tööandja pensionifondi valitsemine;
- 13) Euroopa Parlamendi ja nõukogu direktiivi 2009/138/EÜ artikli 2 lõike 3 punkti b alapunktis v nimetatud tegevus;

Kindlustus surmajuhtumiks tähendab üldjuhul, et kindlustatakse kindlustusvõtja surma puhul ning seejuures on määratud kindlustusperiood, kuid leping võib olla ka määramata perioodiks. Üleelamistähtajaga kindlustuse puhul makstakse kindlustussumma juhul kui kindlustatu on kindlustusperioodi lõpus elus. Eelnimetatud kindlustusliigid on kõige klassikalisemad. (Dickson *et al.* 2013, 5)

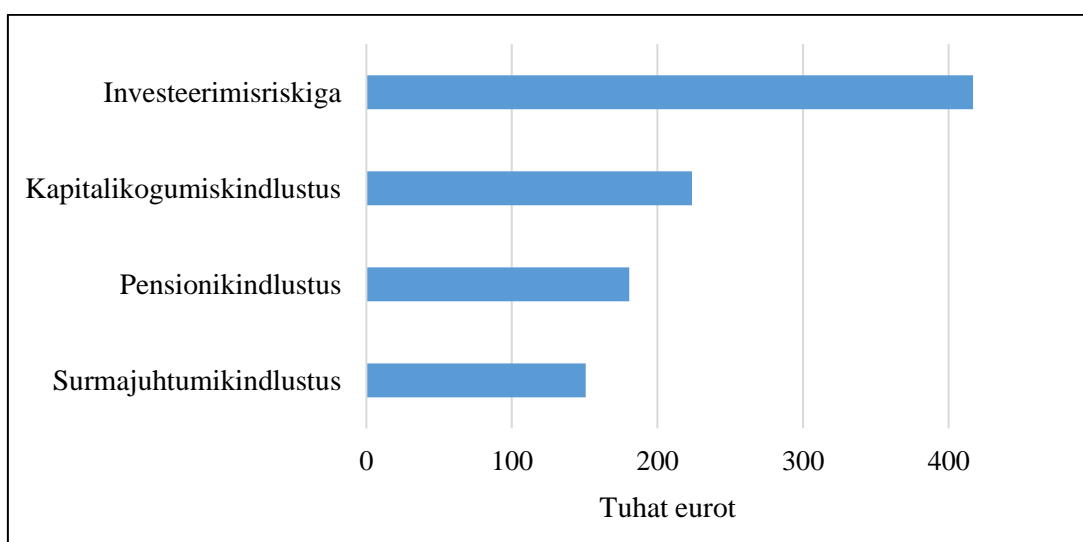
Annuiteedi puhul ei ole tegemist elukindlustusliigiga, vaid kindlustuse väljamakseid kirjeldava tunnusega, mis tähistab seda, et maksed on perioodilised (*Ibid*, 109). Sarnane on ka tontiin, mille puhul väljamakse kujuneb kindlustatute sissemaksetest (KindITS §13). Õnnetusjuhtumi kindlustus ja haiguskindlustus, mis on vormistatud lisakindlustusena, sõlmitakse koos elukindlustuslepinguga ning need on mõeldud ootamatu haiguse või õnnetuse korral (Inglis 2002, 117-118). Katkestamisõigusega pikaajaline haiguskindlustus on eesmärgiga kindlustada lepingus fikseeritud haiguste tõttu tekkinud ajutise või püsiva töövõimetuse korral (*Ibid*).

Sünnikindlustuse ja abiellumiskindlustuse puhul maksab kindlustusselts summa välja vastava sündmuse toimumise järgselt (Dickson *et al.* 2013, 7). Investeerimisriskiga kindlustuse puhul investeeritakse kindlustatu maksed aktsiasesse või muudesse kõrge riskiga finantsinstrumentidesse (*Ibid*). Kapitali kogumise kindlustuse puhul on tegemist siiski elukindlustusega, kuid

kindlustusandja maksab lisaks täiendavalt kokkulepitud intressi. Nimetatud kindlustus erineb investeerimisriskiga kindlustusest madalama intressi tõttu (Inglis 2002, 100).

Tööandja pensionifondi valitsemine tähendab tööandjapoolset pensioniplaani valitsemist (Dickson *et al.* 2013, 13), mis Eestis ei ole üldjuhul kasutusel. Ometigi on Eestis kasutusel pensionikindlustus, kus kindlustatu teeb makseid ning kindlustusandja garanteerib omaltpoolt minimaalse tootluse investeerides makstud summad (Pensionikeskus 2020). Kogumisperioodi lõppemisel toimuvad väljamaksed vastavalt lepingus fikseeritud graafikule (*Ibid* 2020). Pensionikindlustus annab Eesti riigile võimaluse suunata pensionisüsteemile langevat koormust erasektorisse, sest ressursid, mis läheks toetuste maksmiseks saab suunata süsteemi arengut soodustavasse tegevusse (Inglis 2002, 25).

Erinevate elukindlustusliikide poolest, oli Eestis uurimisperioodil selgelt tugevam osakaal neljal (vt Joonis 1). Kõige suurema osa kindlustusseltsidele makstud elukindlustuspreemiatest tuli investeerimisriskiga elukindlustusest, mis kattis 29%. Seejärel tulevad kapitalikogumiskindlustus 15%, pensionikindlustus 13% ja surmajuhtumikindlustus 10%.



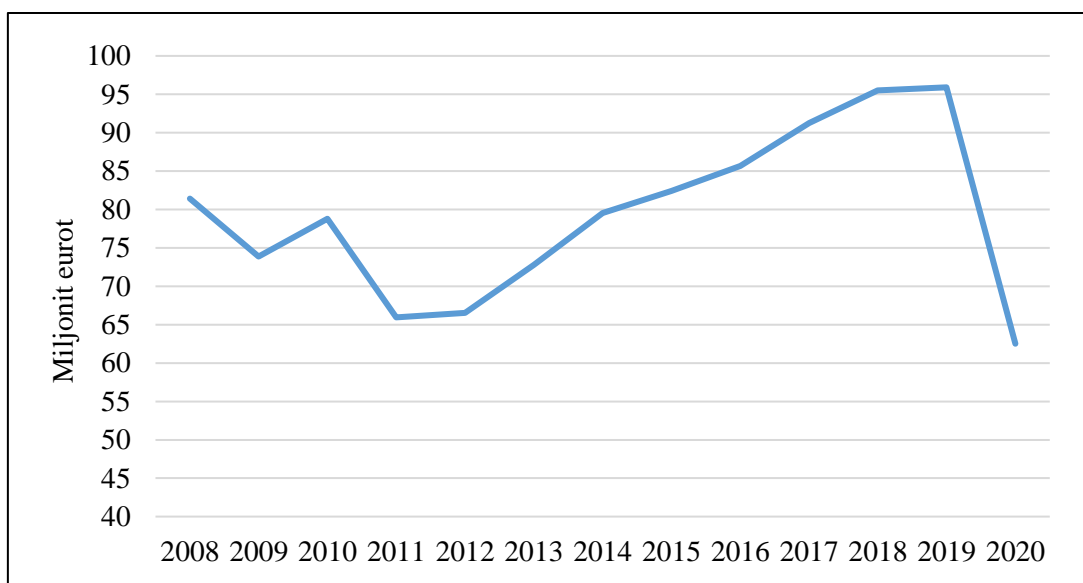
Joonis 1. Levinumad elukindlustuspreemiad perioodil 01.01.2008 - 31.10.2020 elukindlustusliikide järgi

Allikas: Autori koostatud Eesti Statistikaameti tabel RRI05 põhjal.

Finantsinspeksiooni aastaraamatute finantsturu ülevaates on elukindlustusseltsid toodud kindlustusseltside osas eraldi alljaotusena. Aastaraamatutes on välja toodud ka elukindlustusandjate turuosad. Vaadeldaval perioodil on seltside arv jäänud vahemikku neli kuni

viis, kellest kolm on hoidnud püsivalt vähemalt 20%-list turuosasa. Turuliider kogu perioodil on olnud Swedbank Life Insurance SE, kes 2019. aasta seisuga hoidis 54%-list turuosasa. Teisel kohal on Compensa Life Vienna Insurance Group SE, kelle turuosaks viimaste andmete järgi on 29%. (Finantsinspeksioon 2008-2019)

Joonis 2. kujutab uurimisperioodil kindlustusseltside saadud elukindlustuspreemiaid, et näidata aegrea dünaamilisust ning seejuures ka loomulikku positiivset kasvutrendi. Eesti elukindlustusteenuste puhul on oluline tugev seos pankadega, tänu millele on panga kogutud infot võimalik kasutada kindlustusteenuste müügiks (Inglis 2002, 38). Samuti on kliendi jaoks mugavam ning usaldusväärsem kasutada üht ettevõtet mitme teenuse jaoks. Eelnevast infost ja Finantsinspeksiooni turuosade jaotusest lähtuvalt võib Eesti elukindlustuspreemiate kasvutrendi põhjuseks pidada osaliselt pankade elukindlustusteenuste juurdemüüki (Finantsinspeksioon 2012-2019).



Joonis 2. Saadud elukindlustuspreemiad perioodil 2008-2020 oktoober
Allikas: Autori koostatud Eesti Statistikaameti tabel RRI05 põhjal

Suurem kindlustusturu muutus joonisel kirjeldatud perioodil, on vastavalt Finantsinspeksiooni aastaraamatutele (2008-2019) aasta 2008 kui elukindlustussektori ettevõtetest lõpetas neli viiest kahjumiga. Selleks ajaks küll vaibunud majanduskriis hoidis maailma finantsturgusid endiselt languses ning püsis ebakindlus Eesti majanduse osas. Muud kõikumised kuni 2019. aasta lõpuni on seotud juba varasemalt kirjeldatud turuosaliste arvu ning turumahtudega, sest olulised muutused ühes ettevõttes, sealhulgas filiaalide ühinemised või sulgemised, mõjutavad kiirelt kogu

turgu (Finantsinspeksioon 2010-2019). Joonisel kajastub ka 2019. aasta lõpust maailma majandust oluliselt mõjutanud COVID-19 levik, mille täpset mõju sektorile on veel keeruline hinnata, kuid võttes aluseks eelnenud majanduskriisi on langus loomulik.

Tulenevalt Euroopa Keskpanga madalatest intressimääradest, kajastab 2019. aasta finantsturuülevaade kindlustusseltside tulevikku keerulisena, sest püsivalt madalad intressimäärad tekitavad reinvesteeringu osas väljakutseid, et leida sobiva tootluse ja riskiastmega investeeringuid. Kui suur on aga tegelik madalate intressimäärade mõju kogu sektorile ei osata praeguste andmete osas veel hinnata. (Finantsinspeksioon 2019, 12)

Eesti elukindlustusturg on Euroopa tasandil veel väike ning arengujärgus ja selle mõistmiseks on oluline tunda ajaloolist konteksti. Iseseisva kindlustussektori areng Eestis sai alguse pärast taasiseseisvumist ning mõju oli ka liitumisel Euroopa Liiduga. Nendel põhjustel on hinnatud, et Kesk- ja Ida-Euroopa riikide kindlustussektoreid mõjutavaid tegureid ei peaks üks-ühele võrdlema ülejäänud maailma kindlustussektoritega, vaid uurima eraldiseisva rühmana või üksikriigi tasandil. (Sliwinski *et al.* 2013)

1.2 Varasemad uuringud

Viimase viieteist aasta teadusartiklid, mis keskenduvad elukindlustusturule, on oma teoreetilises käsitluses tuginenud vähemalt osaliselt Browne ja Kim (1993) ning Beck ja Webb (2003) artiklitele. Eelnimetatud tööd on keskendunud elukindlustusteenuse nõudlust mõjutavate tegurite määramisele. Hiljem on selle teooria oma artiklite aluseks võtnud ka näiteks Hussels *et al.* (2005), Lenten ja Rulli (2006), Li *et al.* (2007) ja Haiss ning Sümegi (2008).

Nii Browne ja Kim (1993) kui Beck ja Webb (2003) kasutavad mõjutegurite kaardistamisel Frank D. Lewise 1989. aastal ilmunud artiklis „*Dependents and the Demand for Life Insurance*“ kajastatud mudelit, kus kodumajapidamise eesmärgiks on maksimeerida abisaajate oodatava eluea kasulikkus. Varasemates artiklites olid majandusteadlased kasutanud mudelit, kus eelduseks oli kindlustatu enda oodatava eluea kasulikkuse maksimeerimine. Uuest mudelist lähtuvalt kujunes mõjutegurite hindamine elukindlustusteenuse puhul täielikult ümber, sest arvesse hakati võtma lisaks majanduslikele näitajatele ka nt demograafilisi ja kultuurilisi tegureid (Browne, Kim 1993).

Majandusteadlaste Browne ja Kim (1993) teooriast lähtudes on mõjuteguriteks eelkõige töötuse määr, rahvatulu, valitsuse kulutused sotsiaalkindlustusele, inflatsioon, kindlustuse hind ja Islamiusu dominantsus riigis. Beck ja Webb (2003) toovad välja sissetuleku, inflatsioonimäära, pankade arengutaseme, kuid ka rahvastiku vanuse ning säästumäära. Kokkuvõtlikult jaotavad Carmichael ja Pomerleano (2002) ning ka Hussels *et al.* (2005) oma artiklites varasemate empiiriliste uuringute baasil tegurid nelja suuremasse gruppi:

- 1) majanduslikud;
- 2) demograafilised;
- 3) sotsiaalsed;
- 4) poliitilised;

Majanduslikud näitajad seostuvad eelkõige säästmise ning sissetulekutega, sest riikides, kus sissetulek *per capita* ja kodumajapidamiste säästumäärad on keskmisest kõrgemad on ka elukindlustusteenuste nõudlus suurem. Kindlustusteenuste hind on kõige selgem majanduslik mõjutegur olles negatiivses korrelatsioonis nõudlusega. Lisaks on olulisteks majanduslikeks näitajateks ka inflatsioonimäär, sest inflatsiooni kasvu seostatakse ka üleüldise ebakindluse kasvuga ühiskonnas ja tarbijad eelistavad sel juhul lühiajalisemaid investeeringuid. Arvesse tuleb võtta ka turusügavust, mis on riikide võrdluses väga erinev, kuid ühe riigi vaates aitab väljendada alternatiivsete investeeringute mitmekülgust. (Carmichael, Pomerleano 2002)

Demograafiliste tegurite all mõeldakse esmajärjekorras rahvastiku vanust ning haridustaset, kuid ka kodumajapidamiste struktuuri. Rahvastiku vananemine toob kaasa erinevate elukindlustustoodete nõudluse kasvu. Kõrgema haridustasemega rahvastik mõistab kindlustamisvajadust paremini nii elukindlustuse kui kahjukindlustuse osas. Kodumajapidamiste struktuuri all peetakse silmas olukordi, kus ühe katuse all elab mitu põlvkonda ning seetõttu on kindlustusteenuste üle väiksem vajadus. Eraldi näitajatena tuuakse välja veel ka linnastumine, tehnoloogia areng ja seeläbi spetsialiseerumise kasv tööturul, sest kitsamad valikud tekitavad ebakindlust ja mõjutavad seeläbi kindlustusteenuste nõudlust. (*Ibid*)

Sotsiaalseteks faktoriteks peetakse valdavalt kultuurseid erisusi. Seejuures võivad kultuurist tulenevad sotsiaalsed standardid mõjutada elukindlustusteenuste tarbimist nii positiivselt kui negatiivselt. Moslemiriikides ei ole traditsiooniline kindlustus vastavuses religiosete uskumustega. Korea kultuuris on ebaviisakas keelduda perekonna või sugulaste pakkumistest ja

et kindlustusteenust pakutakse suuremalt jaolt inimeselt inimesele, võib kindlustusteenuste tarbimine turul kujuneda äärmiselt volatiilseks kui kindlustuslepinguid pärast sõlmimist siiski lühikese perioodi jooksul katkestatakse. (*Ibid*)

Poliitiliste mõjutegurite seast on kõige tugevama mõjuga valitsuste maksupoliitika ja otsene valitsusepoolne provisjon. Valitsusepoolseteks motiivideks saavad olla näiteks rahvuslus, sotsiaalse kindluse pakkumine ja niiöelda uue tööstuse argumendid. Ebastabiilsus poliitilistes otsustes on samuti tegur, mis kasvatab kindlustuse nõudlust, samas kui pensionisüsteemi usaldusväärsus vähendab nõudlust. (*Ibid*)

Empiirilised uuringud on keskendunud kas kogu kindlustussektorile või konkreetselt elukindlustusteenustele. Kogu kindlustussektorit vaatlevad analüüsid on valdavalt uurinud kindlustussektori arengu mõju majanduskasvule, selliseid artikleid on kirjutanud Haiss ja Sümegi (2008), Dash *et al.* (2018) ja Alhassan ja Biekpe (2014). Elukindlustusteenuseid uurivad analüüsid on keskendunud nõudlust mõjutavate tegurite kaardistamisele, sellised artiklid on ka teoreetilises osas käsitletud Browne ja Kim (1993) ning Beck ja Webb (2003) tööd. Lisaks on elukindlustusteenuste turgu mõjutavaid tegureid uurinud ka Li *et al.* (2007).

Valdavalt kasutatakse viimastel aastakümnetel paneel- või ristandmeid, sest uuritud on kas kogu Euroopat (Haiss, Sümegi 2008 ja Dash *et al.* 2018), maailma riike üleüldiselt (Beck, Webb 2003), OECD riike (Li *et al.* 2007), konkreetselt Austraalia ettevõtteid (Lenten *et al.* 2006) või hoopis Aafrika riike (Alhassan, Biekpe 2014).

Aegridade kasutamist on oluliselt vähem, kuid seda on kasutanud näiteks Niehaus ja Terry (1993) ja Hiina elukindlustusturu uurimiseks Hwang ja Gao (2003) ning Pan *et al.* (2012). Põhjuseks, miks aegridade kasutamine on vähem levinud võib pidada mõjutegurite erinevat ajalist dünaamilisust (Li *et al.* 2007) või ka statistiliste andmete puudujääki eelkõige sotsiaalsete ja poliitiliste parameetrite puhul (Brown, Kim 2003). Iga riik on erinev ja uurimispiirkonnad, mille puhul sotsiaalsed ja poliitilised tegurid tugevalt ühiskonnas ei avaldu, ei pruugi nende tunnuste mitte kaasamisel mudelisse tekkida olulist puudujääki mudeli kirjeldusvõimes.

Andmete valikul on töös aluseks võetud 2013. aastal ilmunud Poola elukindlustusturgu uurinud artikkel, mille autoriteks on Adam Sliwinski, Tomasz Michalski ning Malgorzata Roszkiewicz ja mis soovitas Kesk- ning Ida- Euroopa riikide puhul kasutada ühtset lähenemist, sest nende

lähiajalugu on mõjutanud sarnased sündmused. Poola töö kasutab küll aegridu ning mudeli aluseks on lineaarne regressioonimudel, kuid autorid pole läbi viinud statsionaarsuse testimist ja viivad täiendavalt läbi eraldiseisva faktoranalüüsi, mis käesoleva töö autori seisukohast ei võimalda kõiki tunnuseid eraldiseisvalt hinnata. Samuti ei ole kirjeldatud meetodikat võimalik kõrvutada teiste sama valdkonna empiiriliste analüüsidega. Neil põhjustel piirduakse ühtse lähenemise aspektis vaid alusandmete valikuga.

Vajalikud regressioonimudeli eelduste testimised on läbi viidud Rootsi kommertspanganduse, kindlustuse ja majanduskasvu vahelisi seoseid käsitlevas artiklis, mis teostab nii aegridade statsionaarsuse testid Dickey-Fuller testiga kui jääkliikmete autokorrelatsiooni testi. Kasutatud andmed on küll aegridade kujul ning testitud, aga valitud tunnused jäävad siiski käesoleva töö perspektiivist kaugeks, mistõttu ei võeta ka antud töö meetodikat kolmanda osa analüüsis aluseks. (Adams *et al.* 2009)

Valitud aegridade statsionaarsuse testimist on teostanud ka Niehaus ja Terry (1993) ning Pan *et al.* (2012), kasutades selles ühikjuure testi, kuid nagu ka Rootsi töö puhul ei ole artiklite teemad käesoleva tööga piisavalt võrreldavad. Olulisena saab välja tuua kõikide aegridade kasutajate tähelepanekud autokorrelatsiooni osas, mis makroökonomiliste tunnuste kasutamisel võib mudelis probleeme tekitada, kuid mida saab erinevate analüüsimeetoditega vähendada.

2. ANDMETE KIRJELDUS JA METOODIKA

Töö empiirilise osa teostamiseks kasutatakse kvantitatiivset analüüsimeetodit, mille baasiks on mitme muutujaga lineaarne regressioonimudel. Aare-Matti Inglis kirjutab oma 2002. aasta teoses: „Elukindlustuse arengut riigis tuleb vaadelda dünaamiliselt mingi ajavahemiku jooksul“. Võttes arvesse töö eesmärki, milleks on Eesti elukindlustusteenuste turgu kirjeldavate makroökonomiliste muutujate mõju määramine, on töö autor kasutanud valitud tunnuste ajaloolisi väärtusi aegridade näol. Lineaarse regressioonimudeli kasutamise puhul, on arvesse võetud ka parameetrite tundlikust erindite suhtes.

Käesolevas peatükis tutvustatakse esmalt empiirilise analüüsi aluseks olevaid andmeid, seejuures kirjeldades ka andmete töötlemise protsessi. Järgmiseks kontrollitakse aegridu Dickey-Fuller testi abil, et veenduda nende statsionaarsuses enne regressioonimudeli koostamist. Seejärel antakse täpsem ülevaade kasutatavast meetodikast ja ökonomeetrilise mudeli kujust. Analüüsis on olulisuse nivoo kasutatud läbivalt $\alpha=0,05$.

2.1. Andmete kirjeldus

Autor kasutab andmetena aegridu perioodil 2008 jaanuar kuni 2020 juuni, sest elukindlustusteenuste varaseimad statistilised kättesaadavad andmed kuuluvad aastasse 2008. Aegrea pikkuseks on sellest tulenevalt 12 aastat ja 6 kuud, kuid modelleerides aegridadega on oluliseks mõjutajaks ka vaatluste arv, mis seab piirangud hiljem mudelisse kaasatavate tunnuste arvule. Seletatavate tunnuste osakaal mudelis ei tohi ületada vaatluste arvu, sest võib tekkida nõ ülemääratud mudel (*an overdetermined model*) (Gujarati, Porter 2003, 323). Sel põhjusel on kasutatud kuiseid vaatlusi ning aegridade puhul, mis olid kättesaadavad vaid kvartaalsel kujul on andmed teisendatud interpoleerimise kaudu kuiseteks. Kuisete andmete kasutamisel jääb valimi pikkuseks 150 vaatlust.

Valimi koostamisel on enim kasutatud Eesti Statistikaameti andmebaasi. Täiendavalt on kasutatud ka Eesti Panga kodulehe statistikat. Andmebaaside valikul on oluliseks piiranguks lisaks

piirkonnale ka andmete periood ning vaatluste arv, sest rahvusvahelised andmebaasid koguvad Eesti andmeid teatud juhtudel hilisemast perioodist kui Eesti ise ning vaid aastate lõikes.

Elukindlustusturgu kirjeldavaks aegreaks, mis regressioonmudelil on sõltuv muutuja, on valitud saadud elukindlustuspreemiad (E_KIN), mida Eesti Statistikaamet esitab kuisete andmetena elukindlustusteenuste liikide ning ka kindlustusandja täpsusega (tabel RRI05). Elukindlustuspreemiaid on sõltuva tunnuseks kasutanud oma artiklites nii Niehaus ja Terry (1992), Hwang ja Gao (2003), Adams *et al.* (2009), Pan *et al.* (2012) ja Sliwinski (2013).

Sõltumatud muutujad on valitud vastavalt töös käsitletud teooriale, empiirilistele uuringutele ja autori loogikale võttes empiiriliste uuringute seast aluseks Sliwinski (2013) artikli. Elukindlustusturgu mõjutavad tegurid on teooria alusel jagatud majanduslikeks, demograafilisteks, sotsiaalseteks ja poliitilisteks (Carmichael ja Pomerleano 2002, Hussels *et al.* 2005), mistõttu võetakse sõltumatute tunnuste valikul lisaks Poola empiirilisele uuringule aluseks ka tegurite teoreetiline jaotus, et kaasata tunnuseid erinevatest alagrupidest.

Tunnuste valimisel lähenetakse Eesti riigi perspektiivist, nimelt ei ole kõik varasemates uuringutes statistiliselt olulisteks osutunud tunnused Eesti statistika baasil kättesaadavad või ei ole nende kasutamine autori hinnagul asjakohane. Näiteks varasemas teoorias oluliselt mõjutava tunnuseks välja toodud islamiusuliste osakaal rahvastikust (Brown ja Kim 1993), jääb Eestis viimase rahvaloenduse (2011) baasil 0,1 protsendi juurde (Kiviorg 2015) ja ei mõjuta seega rahvastiku usulisi vaateid piisaval määral, et seda mudelis tunnuseks kajastada.

Majanduslikeks tunnusteks on valitud sisemajanduse koguprodukt (edaspidi SKP), kaheteist kuu deposiitide keskmine intressimäär (edaspidi AER), keskmine brutopalk (BPALK) ja tervishoiu tarbijahinnaindeks (T_THI). Sotsiaalseid tunnuseid esindab töötuse määr (TOOT) ja poliitilise tunnuseks on kasutatud valitsemissektori sotsiaaltoetused (SOT_T). Demograafiliste tunnuste kaasamisel leidis autor end probleemi ees, milleks on vaid aastase vahega vaatluste olemasolu. Teoriast lähtudes on demograafilised näitajad küll oma olulisuse baasil majanduslikega võrreldes teisel kohal (Carmichael, Pomerleano 2002, 78), kuid andmetega seotud piirangute tõttu ei saanud neid käesolevas töös kaasata.

Tunnuse SKP valik baseerub küll Poola elukindlustusturgu uurinud analüüsil (Sliwinski 2013), kus SKP on riigi majanduskeskkonda ning majanduskasvu iseloomustav tunnus, kuid samuti on

antud näitajat püsivalt kasutatud ka autori poolt käesolevas töös uuritud teistes mudelites. Näiteks on SKP tunnuseks kajastatud Haiss ja Sümegi (2008), Alhassan ja Biekpe (2014) ja Dash et al. (2018) artiklites, aga ka aegridadele keskendunud Niehaus ja Terry (1992), Hwang ja Gao (2003) ning Pan et al. (2012) töödes. Nimetatud tunnust kirjeldavaks aegreaks on valitud SKP aheldatud väärtuse muutus võrreldes eelmise perioodiga (%), mis on kättesaadav kvartaalsete andmetena (Eesti Statistikaamet, tabel RAA0061).

Poola analüüsis väljendab AER Poola pankade poolt väljastatud kaheteist kuu tähtajaga deposiitide keskmist intressimäära, mille autor käesolevas töös on asendanud Eesti Panga kodulehel esitatud samaväärse statistikaga. Valitud aegreaks on mittefinantsettevõtetele ja kodumajapidamistele antud tähtajaliste hoiuste intressimäärad tähtaja ning valuuta lõikes, mis on kättesaadav kuiste andmetena ning autori poolt töödeldud keskmiseks intressimääraks, võttes arvesse kuni aastase tähtajaga ning eurodes, ameerika dollarites ja eesti kroonides väljendatud intressimäärad kodumajapidamiste osas (Eesti Pank, tabel 3.7.5). Aegrea väärtused on ümber arvutatud muutuseks võrreldes eelmise perioodiga (%).

Keskmine brutopalk on tunnuseks valitud töös kirjeldatud teooria baasil, mis seab palga üheks olulisemaks elukindlustusteenuse nõudlust mõjutavaks teguriks, sest palkade kasvu ning säästumäära vahel on positiivne seos (Carmichael, Pomerleano 2002, 78). Kirjeldavaks aegreaks antud tunnuse puhul on võetud keskmise brutopalka muutus (%) võrreldes eelmise kuuga kaasates kõiki tegevusalasid (Eesti Statistikaamet, tabel PA006). Tervishoiu tarbijahinnaindeks on valitud mudelisse autori loogika järgi, et väljendada nii inflatsiooni kui ka ligipääsu Haigekassa poolt rahastatud tervishoiuteenustele. Valitud aegrida T_THI on kuine tarbijahinnaindeks, millest kaubagrupi jaotuse baasil on valitud tervishoid (Eesti Statistikaamet, tabel IA02). Täiendavalt on väärtused ümber arvutatud kuisteks muutusteks (%), et eemaldada hinda väljendavatele aegridadele omane positiivne kasvutrend.

Töötusemäär on analüüsi kaasatud samuti Poola analüüsist lähtudes ning selle eesmärgiks on väljendada ühiskonna sotsiaalset arengut, kuid ka ebakindlust, sest lähtudes teooriast eelistavad inimesed ebakindlas ühiskonnas lühiajalisi investeringuid pikaajalistele (Carmichael, Pomerleano 2002, 80). Kirjeldavaks aegreaks on autori poolt valitud 15-74. aastaste hõiveseisund (%), mis on autori poolt esitatud kuise muutusena (Eesti Statistikaamet, tabel TT461). Valitsemissektori sotsiaaltoetused SOT_T kirjeldavad riiklikku sotsiaalset toetust, mis teooria baasil mõjutab samuti inimeste ebakindlust, sest sotsiaaltoetuste suurenemisel ebakindlus väheneb

ning elukindlustusteenuste nõudlus langeb (Carmichael, Pomerleano 2002, 79). Kirjeldavaks aegreaks on valitud valitsemissektori rahalised sotsiaaltoetused kokku (Eesti Statistikaamet, tabel RR0575) ning kvartaalsed andmed on siinkohal taaskord teisendatud kuiseteks muutusteks (%), et eemaldada potentsiaalne positiivne kasvutrend.

Järgnevas tabelis (vt. Tabel 1.) on autor välja toonud kasutatud aegridade kirjeldava statistika vaatlusperioodil. Kõrvutades omavahel miinimumi, maksimumi ja keskmist on näha, et teatud aegridades esineb ekstreemseid väärtusi. Sellised aegread on näiteks E_KIN, SKP, AER ja TOOT. Variatsioonikordaja näitab, kui suure osa moodustab standardhälve aritmeetilisest keskmisest ning aitab võrrelda erinevates ühikutes mõõdetud tunnuste hajumist. Kõige kõrgema väärtusega on tunnused SKP ning AER, mille puhul saab rääkida tugevast varieeruvusest. Asümmeetriakordaja iseloomustab jaotuse asümmeetriat keskmise suhtes, mis tabeli põhjal näitab eelkõige paremakaldelist asümmeetriat ning SKP ja BPALK osas vasakkaldelist asümmeetriat.

Tabel 1. Aegridade kirjeldav statistika

	Miinumum	Maksimum	Keskmine	Variatsiooni- kordaja	Asümmeetria- kordaja
E_KIN	-44,60	82,90	1,54	12,05	1,07
T_THI	-2,84	2,88	0,23	2,51	0,43
SKP	-42,15	39,82	0,34	52,07	-0,11
BPALK	-14,90	12,90	0,54	10,46	-0,50
AER	-31,92	60,81	-0,37	42,89	0,82
SOT_T	-8,96	17,36	1,92	2,10	0,57
TOOT	-41,54	73,58	2,63	7,69	0,74

Allikas: Autori koostatud Gretl ökonomeetriapakettis

2.2. Metoodika

Regressioonanalüüs uurib suurustevahelist sõltuvust ja selle funktsionaalset kirjeldamist etteantud valemi põhjal ning selle teostamisel leitakse funktsioontunnuse keskväärtuse sõltuvus seda mõjutavatest argumenttunnustest. Koostatud regressioonmudeli puhul tuleb mudelit alati hinnata läbi erinevate testide, et veenduda seoste korrektsuses. Käesolevas töös koostatakse mitmene lineaarne regressioonmudel läbi vähimruutude meetodi, mis oma olemuselt tähendab üksikute

punktide, ehk siinkohal vaatluste, hälvete ruutude summa minimeerimist. Sel põhjusel on lineaarne regressioonimudel tundlik erinditele ehk üksikutele teistest oluliselt erinevatele väärtustele. (Sauga 2017, 422-424)

Eristatakse kolme erinevat tüüpi erindit, milleks on aditiivne erind, ajutine muutus ja tasemenihe. Aditiivse erindi põhjuseks võib olla juhuslik mõju sealhulgas vead andmetes või ootamatud keskkonda mõjutavad sündmused. Ajutise muutuse korral on ühe komponendi väärtus ühekordselt väga suur või väike ning seejärel liigub kiirenevas tempos vastassuunas saavutades normaaltaseme. Tasemenihke põhjuseks on üldjuhul muutused teoreetilistes käsitlustes, mille tõttu hakatakse arvnäitajaid teistmoodi arvutama kui varasemalt. (Eesti Pank 2020)

Käesoleva töö puhul jääb uurimisperioodi ka 2007. aasta lõpus alanud majanduskriis, millest taastumine avaldub ka pärast 2009. aasta juunit, mida peetakse majanduskriisi lõpuks. Samuti jääb uurimisperioodi ka 2020. aasta esimese kvartali lõpust Eesti majandust mõjutanud COVID-19 levik ning need mõlemad tekitasid erindeid eelkõige SKP näitaja ning töötuse määra puhul. Erindite mõju vähendamise tarbeks on aegridade väärtuste seas üksikud kõrged või madalad väärtused asendatud 0-ga, mis protsendilise muutuse juures tähendab, et aegrea liikumine ajas ei muutu.

Valitud aegridade baasil koostatakse mitme muutujaga regressioonimudelid, mille baasil kirjeldatakse sõltumatute tunnuste seoseid sõltuva muutujaga, milleks on E_KIN. Mudeli koostamise üheks eelduseks on aegridade ühtne esitlusviis, mis tähendab, et kõik aegread peavad olema sama sagedusega. Et autori poolt kaasatud aegridade hulgas oli lisaks kuistele andmetele ka kvartaalseid tuli esmalt kõik kvartaalsed andmed viia sobivale kujule kasutades Gretli funktsiooni „*Expand data*“ ning kasutades vahepealsete väärtuste leidmiseks interpoleerimist. Vastavat funktsiooni tuli kasutada aegridade SKP, SOT_T ja TOOT puhul.

Mudeli koostamise eelduseks on ka aegridade statsionaarsus, mis tähendab, et aegread ei sisalda pikaajalisi trende ning kõiguvad hoopis keskmise taseme ümber (Sauga 2017, 582). Kui modelleerimisel kasutada mittestatsionaarseid aegridu ei saa tunnuste seoseid ning mudeli tulemusi korrektsena tõlgendada, sest näiteks sarnase trendiga aegread ei tähenda veel, et nende liikumine ajas omavahel seoses on ja seetõttu võib mudelis tekkinud multikollineaarsus varjutada tunnuste tegelikke seoseid (Gujarati, Porter 2003, 741).

Eeldades positiivseid kasvutrende on autor aegridade puhul kasutanud perioodide vahelist muutust (%), kuid see ei eemalda kõiki võimalikke trende ega sesoonsust. Lõplik statsionaarsuse kontroll on teostatud Dickey-Fuller testi abil, mille nullhüpoteesiks on ühikjuure olemasolu. Statsionaarsuse kontrolli lõplikud tulemused on välja toodud lisades (vt Lisa 1). Läbi ühikjuure testi tekkis autoril kahtlus, et aegrea BPALK osas esineb kuine sesoonsus, mistõttu viidi Dickey-Fuller test läbi kasutades sesooneid fiktiivseid tunnuseid. Ühikjuure testide tulemusena selgus, et mittestatsionaarne on seitsmest aegreast üks ja selleks on TOOT, sest hüpoteeside testimiseks kasutatud t-statistiku olulisuse tõenäosus on $p=0,1986$ ehk üle kriitilise vea piiri.

Statsionaarsuse saavutamiseks mittestatsionaarse aegrea puhul on võetud 1. järku diferents, mille järgselt saavutati statsionaarsus, olulisuse tõenäosus on $p=3,946 \times 10^{-14}$ ning seetõttu ei pidanud aegrida rohkem enne mudelisse kaasamist töötleva. Diferentseerimise mõte seisneb aegridade keskmiste stabiliseerimises, mille tulemusel võib olla võimalik eemaldada muutusi aegridade tasemes ja seejuures kõrvaldada või vähendada aegridade trendi ning hooajalisust. Tunnuste diferentseerimise järgselt on aegrida tähistatud d_TOOT .

Lineaarse regressioonimudeli jaoks leitakse esmalt statistiliselt olulised tunnused. Oluliste tunnuste tuvastamisele järgneb mudeli testimine nelja standardtestiga, mis põhinevad klassikalise lineaarse regressioonimudeli eeldustel (Gujarati, Porter 2003, 62-69). Testideks on heteroskedastiivsuse ja autokorrelatsiooni mitte-esinemine kasutades vastavalt White'i ja Breusch-Godfrey testi, multikollineaarsuse hindamine VIF indikaatori testi abil ning jääkliikmete normaaljaotusele alluvuse kontrollimine. Lineaarse regressioonimudeli standardkujuks mitme argumenti puhul on (Gujarati, Porter 1999, 99):

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \quad (1)$$

kus

Y – sõltuv tunnus

β – mudeli parameeter

X – argumenttunnus

ε - mudeli juhuslik viga

Mudelite hindamisel kasutatakse determinatsioonikordajat R^2 , mis iseloomustab mudeli kirjeldusvõimet ning näitab regressioonihajuvuse osakaalu koguhajuvusest (Sauga 2017, 435).

3. ANALÜÜS JA TULEMUSED

Töö järgnevas osas koostatakse kaks lineaarset mitme muutujaga regressioonmudelit, mille eesmärgiks on kirjeldada Eesti elukindlustusteenuste preemiate seost erinevate makroökonomiliste muutujatega. Mudeli koostamise aluseks on statistiliselt oluliste seletavate tunnuste tuvastamine, mille järgselt viiakse läbi mudeli testimine, et veenduda regressioonmudeli vastavuses mudeli ökonomeetriliste eeldustega.

Mudelite koostamisel esitatakse nii mudelite algsed kui lõplikud variandid ning kõigi läbi viidud testide tulemused, mille originaalaruanded ökonomeetriapaketi on esitatud käesoleva töö lisades. Analüüsi käigus hinnatakse läbivalt mudeli parameetrite koefitsientide suunda ning loogilist seost varasema teooria ning empiiriliste uuringutega. Lõplikud järeldused tehakse viimase koostatud mudeli baasil.

3.1 Esialgsed mudelid

Sõltuvaks tunnuseks on aegrida E_KIN. Sõltumatud muutujad on SKP, kaheteist kuu deposiitide keskmine intressimäär (AER), keskmine brutopalk (BPALK), tervishoiu tarbijahinnaindeks (T_THI), töötuse määr (d_TOOT) ja valitsemissektori sotsiaaltoetused (SOT_T).

Olles veendunud aegridade statsionaarsuses, lisatakse esialgsesse mudelisse kõik sõltumatud tunnused, mille järgselt on esmase mudeli kuju järgmine (vt Lisa 2):

$$\begin{aligned} E_KIN = & 2,567 - 6,542T_THI + 0,151SKP + 1,097BPALK - 0,006AER - 0,129SOT_T - \\ & (1,573) \quad (2,438) \quad (0,086) \quad (0,266) \quad (0,089) \quad (0,362) \\ & 0,063d_TOOT + \varepsilon \quad (2) \\ & (0,063) \end{aligned}$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,250$

Valimi maht $t = 149$

Esimest mudelit tuleb korrigeerida, sest esineb statistiliselt mitteolulisi tunnuseid, mis mõjutavad ka statistiliselt oluliste tunnuste väärtusi. Tunnuseid hakatakse mudelist eemaldama olulisuse tõenäosuse järgi alustades kõige kõrgemast väärtusest vastavalt AER, SOT_T ja viimasena d_TOOT. Muudatuste järgselt on konstant muutunud statistiliselt oluliseks, kuid determinatsioonikordaja ja mudeli olulisuse tõenäosuse väärtus on muutunud väiksemaks. Tunnuste koefitsientide märgid ei ole muutunud ning ka koefitsiendid ise on jäänud olulises osas sama väärtusega.

Pärast mitteoluliste tunnuste eemaldamist on mudeli kuju järgmine (vt Lisa 3):

$$E_KIN = 2,434 - 6,463T_THI + 0,157SKP + 1,058BPALK + \varepsilon \quad (2)$$

(1,656) (-2,718) (1,952) (4,174)

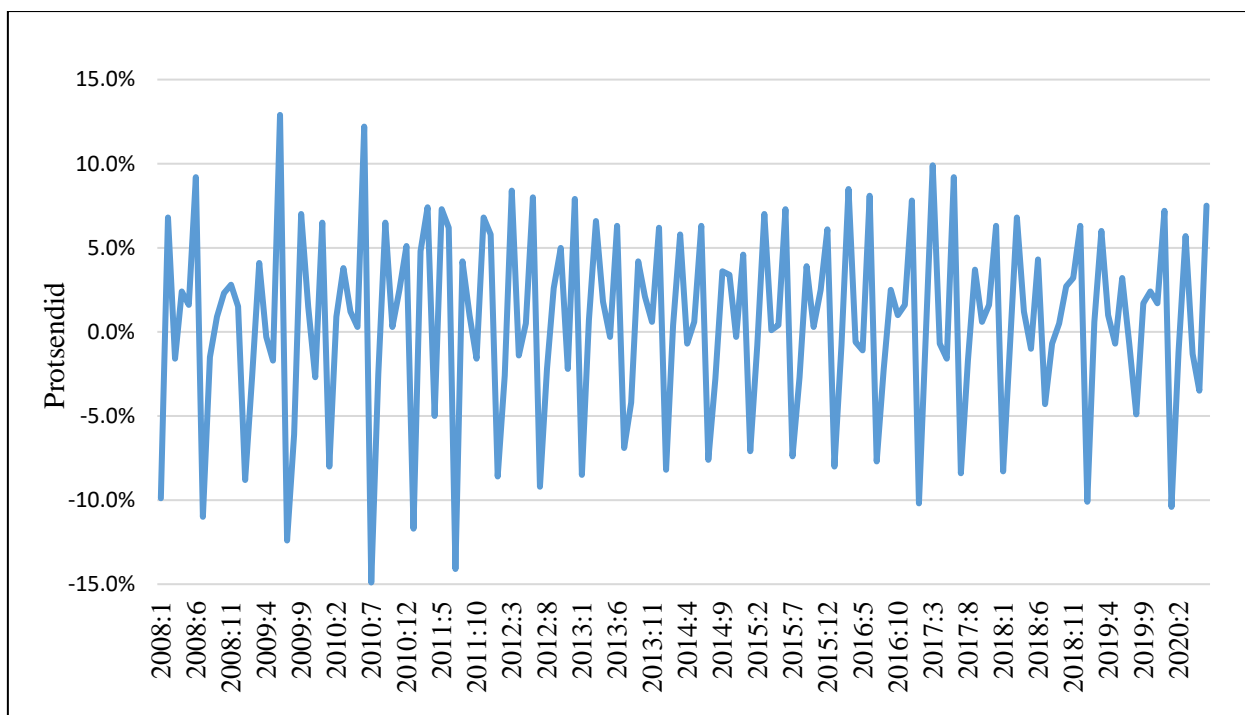
Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,233$

Valimi maht $t = 150$

Mudeli märgid on autori jaoks loogilised, sest T_THI kasvades on elukindlustuspreemiate vähenemine loomulik, samamoodi SKP ning palgakasvu puhul on loogiline, et kasvavad ka kindlustuspreemiad nagu välja toodud ka töö teoreetilises osas. Mudeli puhul hindab autor multikollineaarsust VIF testi kaudu, kontrollib heteroskedastiivsuse puudumist White'i testi abil, autokorrelatsiooni puudumist kasutades selleks Breusch-Godfrey testi ja jääkliikmete alluvust normaaljaotusele Doornik-Hanseni testi abil.

VIF varieeruvustesti tulemusena (vt Lisa 4) jäävad tunnuste VIF indeksid alla väärtuse 10 ning ei väljenda seega, et mudelis võiks esineda multikollineaarsus. White'i testi tulemusena saadi Test-statistiku olulisuse tõenäosuseks 0,752 (vt Lisa 5). Nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine ning võttes aluseks olulisuse nivoo, saab väita, et mudelis ei esine heteroskedastiivsust. Breusch-Godfrey testi tulemusel saadi Test-statistiku LMF olulisuse tõenäosuseks 6.88×10^{-9} (vt Lisa 6), mis olulisuse nivoo põhjal kinnitab, et mudelis esineb negatiivne autokorrelatsioon. Doornik-Hanseni test annab tulemuseks 7.434×10^{-8} (vt Lisa 7), mille nullhüpoteesiks on, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele, mistõttu tuleb vastu võtta sisukas hüpotees.

Lähtudes testide tulemustest ja negatiivsest autokorrelatsioonist ei saa mudeli tulemusi pidada usaldusväärseks, mistõttu tuleb koostada uus mudel. Enne uue mudeli koostamist lisab töö autor algsesse mudelisse ka sesoonsusele vastavad fiktiivsed tunnused (*seasonal differences*), et kontrollida kui suur mõju on tunnuste sesoonsusel koostatud mudelile. Selle põhjuseks on statsionaarsuse testil selgunud BPALK aegrea tugev sesoonsus, mis võib viidata sellele, et ka mõni teine aegrida on sesoonne, kuid see ei avaldunud ei ühikjuure testis ega pole graafikult kergelt tuvastatav. Paremaks kirjeldamiseks on autor graafikul välja toonud ka aegrea BPALK kuise muutuse (%) uurimisperiodil (vt Joonis 3), millest on näha küll statsionaarsus, kuid sesoonsus ei ole tuvastatav.



Joonis 3. BPALK kuine muutus (%) perioodil 01.01.2008 - 30.06.2020
Allikas: Autori koostatud Eesti Statistikaameti tabel RRI05 põhjal.

Sesoonsete fiktiivsete tunnuste lisamisel mudelisse selgus, et enne mudelis statistiliselt olulisena tundunud tunnustest jäi alles vaid kontsant ning muud tunnused ei ole olulised ka võttes aluseks madalama olulisuse nivoo 0,1. Mudelisse lisatud fiktiivsed tunnused on aga komplektina statistiliselt olulised, mis tähendab, et sesoonne kõikumine on nii tugev, et varjutab ära ülejäänud tunnuste mõju. (vt Lisa 8, Lisa 9)

Mudeli sesoonsus on tõenäoliselt tingitud kuiste andmete kasutamisest, mistõttu võib esmaseks lahenduseks olla andmete teisendamine aastasele kujule ja seejärel mudelis aastase muutuse (%)

kasutamine. Antud töö vaatlusperiood on aga üpris lühike, mistõttu tekib oht minna vastuollu regressioonimudeli baaseeldusega, et vaatluste arv peab olema suurem kui seletavate tunnuste oma. Lisaks muudab mittestatsionaarsete aegridade diferentseerimine aegrida lühemaks ning hiljem ei ole võimalik sooritada kõiki vajalikke teste mudeli eelduste kontrolliks.

3.1.1 Aegridade silumine

Kuistelt andmetelt sesoonsuse eemaldamiseks on autor kasutanud aegridade silumist Hodrick-Prescott filtri abil, mida saab kasutada aegridade tsüklilise komponendi eemaldamiseks algandmetest (Hodrick, Prescott 1997). Filtri kasutamise võimalus on olemas ka ökonomeetriapaketi Gretl. Hodrick-Prescott filtri abil silumist tuleb rakendada algandmetele, mistõttu on taastatud eelnevalt autori poolt kuisteks muutusteks (%) ümber arvutatud aegread ning alles siis teisendatud aegread trendi eemaldamiseks ümber, et need väljendaks muutust (%) eelmise aasta sama perioodiga. Sellest tulenevalt on seletav tunnus SKP, mis eelnevalt väljendas aheldatud väärtuse muutust võrreldes eelmise perioodiga (%), asendatud SKP väärtusega jooksevhindades (milj eurot) ning BPALK, mis eelnevalt väljendas muutust eelmise kuuga asendatud keskmise brutopalgaga.

Aegridade silumiseks kasutakse parameetrit λ (lambda), mis välistab silumise jäägi trendi kõrvalekalde. Kuiste andmete silumiseks soovitatakse λ väärtusena kasutada 129 600, mille on oma 2002. aasta töös tõestanud ja selgitanud Morten O. Ravn ja Harald Uhlig. Järgmise sammuna on kasutades Gretli tarkvara arvutatud kõikide aegridade puhul kuine muutus (%) võrdluses eelmise aasta sama perioodiga. Töötlemise tulemusena lisandus kõikide aegridade tähistustele eesliide pc_hpt.

Uute silutud andmete kasutamiseks tuleb eelnevalt läbi viia samuti statsionaarsuse kontroll nagu läbi viidud käesoleva töö alapeatükis 2.2. Ühikjuure testi tulemusena (vt Lisa 10) olid seitsmest tunnusest mittestatsionaarsed pc_hpt_E_KIN, pc_hpt_T_THI ja pc_hpt_SKP ning statsionaarsuse saavutamiseks võeti aegridadest esimest järku diferentsid. Selle tulemusena lisandus vastavate aegridade tähistusele eesliide d_.

3.2 Lõplikud mudelid

Kasutades sõltuva tunnusena aegrida d_pc_hpt_E_KIN ning lisades seletavate tunnustena mudelisse kõik ülejäänud tunnused jääb mudeli kujuks (vt Lisa 11):

$$\begin{aligned} d_pc_hpt_E_KIN = & 0,489 + 0,511d_pc_hpt_T_THI - 0,948d_pc_hpt_SKP - \\ & (0,105) \qquad (0,268) \qquad (0,000) \\ & 0,027pc_hpt_BPALK + 0,000pc_hpt_AER - 0,060pc_hpt_SOT_T - \\ & (0,005) \qquad (0,624) \qquad (0,004) \\ & 0,013pc_hpt_TOOT + \varepsilon \qquad (3) \\ & (0,024) \end{aligned}$$

Determinatsioonikordaja R2 = 0,96

Valimi maht t = 148

Tunnuseid hakatakse mudelist eemaldama olulisuse tõenäosuse järgi alustades kõige kõrgemast väärtusest vastavalt järgmises järjekorras d_pc_hpt_T_THI ja pc_hpt_BPALK. Ebaoluliste tunnuste eemaldamise järgselt saab mudel uue kuju (vt Lisa 12):

$$\begin{aligned} d_pc_hpt_E_KIN = & 0,382 - 0,724d_pc_hpt_SKP + 0,0007pc_hpt_AER - 0,064pc_hpt_SOT_T - \\ & (0,024) \qquad (0,057) \qquad (0,000) \qquad (0,004) \\ & 0,008pc_hpt_TOOT + \varepsilon \qquad (4) \\ & (0,000) \end{aligned}$$

Determinatsioonikordaja R2 = 0,96

Valimi maht t = 148

Taaskord tuleb testida multikollineaarsuse esinemist VIF testiga, heteroskedastiivsuse puudumist White'i testi abil, autokorrelatsiooni puudumist kasutades selleks Breusch-Godfrey testi ning jääkliikmete alluvust normaaljaotusele Doornik-Hanseni testi abil. VIF testi tulemusteks on tunnuste pc_hpt_AER ja pc_hpt_SOT_T võimalik multikollineaarsus, sest vastavate näitajate väärtusteks on 19,64 ja 36,85 (vt Lisa 14). White'i testi tulemusena saadi Test-statistiku olulisuse

tõenäosuseks $1,276 \times 10^{-14}$ (vt Lisa 15). Nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine ning võttes aluseks olulisuse nivoo, saab väita, et mudelis esineb heteroskedastiivsus. Breusch-Godfrey testi tulemusel saadi Test-statistiku LMF olulisuse tõenäosuseks $2,93 \times 10^{-103}$ (vt Lisa 16), mis olulisuse nivoo põhjal kinnitab, et mudelis esineb autokorrelatsioon. Doornik-Hanseni test annab tulemuseks 0,010 (vt Lisa 17), mille nullhüpoteesiks on, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele seega tuli taaskord vastu võtta sisukas hüpotees.

Lähtudes testide tulemustest ei saa mudeli tulemusi õigeks lugeda ning siinkohal on murekohtadeks multikollineaarsus, heteroskedastiivsus ning autokorrelatsioon, sest jääkliikmete mittealluvust normaaljaotusele ei peeta suurte valimite puhul üldiselt probleemiks (Gujarati, Porter 2003, 99). Testide sooritamise järgselt on autor kontrollinud, kas aeGRIDade silumisega õnnetus sesoonsus eemaldada. Taaskord kasutati sesooneid fiktiivseid tunnuseid ning lähtudes komplekti statistilisest olulisusest saab väita, et tunnused pole olulised ning mudelile olulist mõju ei avalda (vt Lisa 18, Lisa 19).

Heteroskedastiivsuse ja autokorrelatsiooni esinemisel tuleb mudelis kasutada kohandatud standardvigu (*Ibid*, 411), selle muutuse tulemusena tuleb mudelist eemaldada täiendavalt pc_hpt_AER (p -value 0,211), mistõttu muutuvad mudeli kuju ning vähesel määral ka tunnuste koefitsiendid. Tunnus pc_hpt_AER oli ka kõrgema VIF indikaatoriga, mistõttu antud tunnuse eemaldamisel mudelist saame kontrollida, kas kadunud on ka multikollineaarsus. Töö lõplik mudel esitatakse järgmisel kujul (vt Lisa 20):

$$\begin{aligned}
 d_pc_hpt_E_KIN = & 0,332 - 0,661d_pc_hpt_SKP - 0,056pc_hpt_SOT_T - \\
 & (0,014) \quad (0,088) \quad (0,002) \\
 & 0,008pc_hpt_TOOT + \varepsilon \quad (5) \\
 & (0,000)
 \end{aligned}$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,96$

Valimi maht $t = 148$

Viimase mudeli VIF testi tulemusel (vt Lisa 21) õnnestus mudelist eemaldada multikollineaarsus. Kohandatud standardvead arvestavad mudelis heteroskedastiivsuse ning autokorrelatsiooniga, mistõttu saame mudeli baasil teha järeldusi. Viimasena kontrollime lõpliku mudeli puhul veel täiendavalt jääkliikmete alluvust normaaljaotusele, kuid testi tulemus ei muutunud (vt Lisa 22).

3.3 Järeldused ja ettepanekud

Analüüsi käigus koostati kaks erinevat regressioonimudelit, mis erinesid üksteisest eelkõige andmete töötlemise osas, sest tugeva sesoonsuse eemaldamiseks tuli läbi viia aeGRIDade silumine. Mõlema mudeli võrdlemiseks on allolevas tabelis (vt Tabel 2) välja toodud lõplike mudelite kujud ning testide tulemused. Seletavate tunnuste tähised on võrdluse jaoks kajastatud tabelis algsel kujul.

Tabel 2.

Sõltuv muutuja	E_KIN	d_pc_hpt_E_KIN
Konstant	2,434 (1,656)	0,332 (0,014)
T_THI	-6,432 (-2,718)	–
SKP	+0,157 (1,952)	-0,661 (0,088)
BPALK	+1,058 (4,174)	–
AER	–	–
SOT_T	–	-0,056 (0,002)
TOOT	–	0,008 (0,000)
R ²	0,233	0,96
White testi p-väärtus	0,752	$1,275 \times 10^{-14}$

Kattuvate tunnustena on mudelites konstant ning SKP, kuid kriitiliselt tuleb hinnata märkide erisust. Oluliseks mõjutajateks märkide puhul võib pidada sesoonsust, kuid töö aluseks olev teooria näitab siiski, et SKP ja kindlustuspreemiate vaheline suhe on positiivne. Märkide erisust kahe mudeli vahel seoses teiste tunnustega autor ei täheldanud. Testide tulemusena teame, et mõlemas mudelis esines autokorrelatsioon ning jääkliikmed ei allunud normaaljaotusele, mistõttu

on tabelis võrdluseks kajastatud heteroskedastiivsuse testi tulemus, mille tulemusena teises mudelis kasutati kohandatud standardvigu.

Tuginedes koostatud mudelitele on autor võtnud järelduste tegemise aluseks viimase koostatud mudeli, mille puhul on kasutatud silutud aegridu. Esimese koostatud mudeli tunnuste märgid on küll vastavuses loetud teooria ning uuritud varasemate empiiriliste mudelitega, kuid mudelis esinev tugev sesoonsus mõjutab siiski sedavõrd mudeli kirjeldusvõimet, et selle baasil järeldusi teha ei saa.

Teise koostatud mudeli tulemusena saab järeldada, et makroökonomiliste muutujate seast on oluliseks majanduslikuks teguriks SKP, sotsiaalse tegurina on statistiliselt oluline töötuse määr ning poliitilise tegurina kajastub lõppmudelil ka riigipoolseid sotsiaalseid toetusi väljendanud aegrida. Lõplikust mudelist jäid seega välja tervishoiu tarbijahinnaindeks T_THI, brutopalk ja intressimäär.

Lõpliku mudeli alusel on võimalik vastata ka töö alguses püstitatud uurimisküsimustele, millest esimese küsimuse teemaks oli sotsiaalsete ja poliitiliste tegurite statistiline olulisus Eesti elukindlustusturgu kirjeldavates mudelites. Viimases mudelis olid statistiliselt oluliste tunnustena nii sotsiaalne tegur töötusemäär kui ka poliitiline tegur valitsusepoolsed sotsiaaltoetused, mistõttu on võimalik anda vastus, et sotsiaalsed ja poliitilised tegurid on Eesti elukindlustusturgu kirjeldavates mudelites statistiliselt olulised. Teise küsimuse sisuks olid Eesti elukindlustusteenuste turgu kõige rohkem mõjutavad majanduslikud tegurid ning et olulise statistilise tunnuseks jäi majanduslikest teguritest sisse vaid SKP, saab küsimusele vastata, et SKP on Eesti elukindlustusteenuste turgu kõige rohkem mõjutav majanduslik tegur.

Töö alguses püstitati ka kaks hüpoteesi, et H1:Inflatsiooni ja elukindlustuspreemiate mahu vahel on negatiivne seos ning H2:Sotsiaaltoetuste ning elukindlustuspreemiate mahu vahel on negatiivne seos. Inflatsiooni väljendas nii esimeses mudelis statistiliselt oluline tunnus T_THI kui ka lõplikus mudelis kasutatud SKP jooksevhindades, mille puhul oli mõlema tunnuse märk negatiivne. Et järeldusi tehakse siiski lõpliku mudeli baasil ei ole autori hinnangul piisavalt informatsiooni, et hüpoteesi kinnitada või ümber lükata. Teise hüpoteesi saab aga tulenevalt analüüsi tulemustest kinnitada, sest sotsiaaltoetused on lõplikus mudelis negatiivse märgiga.

Lõpliku järeldusena mudelile saab öelda, et makroökonomilistel muutujatel on Eesti elukindlustuspreemiatele suur mõju, sest koostatud lõpliku mudeli kirjeldusvõime on $R^2=0,96$. See tähendab, et mudel seletab ära 96% regressioonhajuvusest.

Analüüsi koostamisel oli lisaks sesoonsusele probleemiks ka autokorrelatsioon, mida potentsiaalse probleemina mainiti ka töö aluseks olnud varasemas teoorias ning empiirilistes uuringutes, oma töödes mainisid autokorrelatsiooni nii Niehaus ja Terry (1992), Hwang ja Gao (2003), Pan *et al.* (2012) ja Sliwinski *et al.*(2013). Kõige klassikalisemaks põhjuseks, autokorrelatsiooni puhul üldjuhul, on mudelist välja jäänud oluline tunnus, mis autori hinnangul võis olla üks põhjusest, sest andmete osas esinenud piirangud ei võimaldanud kaasata demograafilisi tunnuseid.

Autokorrelatsioon võib kergelt tekkida ka makroökonomiliste tunnuste mudeldamisel kasutades aegridu, sest neil muutujatel on ajas kulgev inertsus (Ullah 2020). Majandusšokkide esinemisel uurimisperioodis (mida ka antud töö vaatlustes näha oli) võib seoses majanduspoliitiliste otsuste vastu võtmisega tekkida täiendav risk autokorrelatsioonile, sest toimub sekkumine majanduse loomulikku kulgu (*Ibid*). Käesoleva töö puhul tuleb aga arvesse võtta ka aegridade silumist, sest andmetega manipuleerimisel võivad olla omad tagajärjed. Konkreetset juhul esines mudelis aga enne aegridade silumist autokorrelatsioon, mistõttu ei saa väita, et ilma andmeid silumata oleks saavutatud teistsugune tulemus.

Ettepanekutena soovib autor uurida elukindlustusteenuste turgu ka kindlustusteenuste pakkumise perspektiivist, sest sel tasandil on võimalik kaasata rohkem mikrotasandil andmeid ning muutujaid. Samuti on ettepanekuks kaasata mudelisse viitaegu või andmetega seotud võimalike probleemide nagu autokorrelatsioon ja sesoonsus vältimiseks koostada analüüs ristandmete baasil.

KOKKUVÕTE

Käesoleva töö eesmärgiks oli kirjeldada seoseid Eesti elukindlustusteenuste turu ja erinevate makroökonomiliste muutujate vahel, kaasates majanduslikke, demograafilisi, sotsiaalseid ja poliitilisi faktoreid. Kokku koostati 2 erinevat regressioonimudelit ning kaasati kuus erinevat tunnust, millest neli olid majanduslikud. Demograafilisi tunnuseid seoses andmete piiratud kättesaadavusega mudelisse kaasata ei õnnestunud. Uurimisperioodiks oli 1. jaanuar 2008 kuni 30. juuni 2020 vastavalt elukindlustusteenuste osas olemasolevale statistikale.

Regressioonanalüüsi koostamise eelduseks lisaks andmete ühtsele kujule on aegriidade statsionaarsus, mistõttu viidi läbi statsionaarsuse kontroll Dickey-Fuller testiga. Esimese mudeli puhul osutus mittestatsionaarseks töötuseäär, mistõttu võeti sellest aegreast esimest järku diferentsid. Teise mudeli puhul tuli diferentseerida kindlustuspreemiaid, tervishoiu tarbijahinnaindeksit ning SKP-d. Mudelite puhul kontrolliti täiendavalt ka võimalikku multikollineaarsust, autokorrelatsiooni ning heteroskedastiivsuse puudumist ning jääkliikmete alluvust normaaljaotusele.

Lisaks standardtestidele kontrolliti esimese mudeli puhul ka sesoonsete fiktiivsete tunnuste mõju mudeli kirjeldusvõimele, mille tulemusena koostati silutud aegriidadega teine regressioonimudel, et eemaldada tuvastatud sesoonsus. Teise mudeli testimise tulemusena selgus, et mudelis esineb heteroskedastiivsus ning autokorrelatsioon, mistõttu lõplikusse mudelisse lisati ka kohandatud standardvead. Analüüsi tulemusena on koostatud lõpliku mudeli baasil võimalik teha järeldusi.

Töö peamised uurimisküsimused olid järgmised:

1. Kas sotsiaalsed ja poliitilised tunnused on Eesti kindlustusturgu kirjeldavates mudelites statistiliselt olulised?
2. Millised majanduslikud tunnused mõjutavad Eesti elukindlustusteenuste turgu kõige rohkem?

Püstitatud hüpoteesid olid järgmised:

H1: Inflatsiooni ja elukindlustuspreemiate mahu vahel on negatiivne seos.

H2: Sotsiaaltoetuste ning elukindlustuspreemiate mahu vahel on negatiivne seos.

Koostatud lõpliku mudeli alusel on võimalik vastata uurimisküsimustele ning kinnitada kahest püstitatud hüpoteesist viimast. Viimases mudelis olid statistiliselt oluliste tunnustena sotsiaalne tegur töötusemäär ja poliitiline tegur valitsusepoolsed sotsiaaltoetused, mistõttu saab vastata, et sotsiaalsed ja poliitilised tegurid on Eesti elukindlustusturgu kirjeldavates mudelites statistiliselt olulised. Olulise statistilise tunnuseks jäi viimasesse mudelisse majanduslikest teguritest SKP, mistõttu saab vastata, et SKP on Eesti elukindlustusteenuste turgu kõige rohkem mõjutav majanduslik tegur.

Teostatud analüüsi tulemusena saab järeldada, et makroökonomilistel muutujatel on elukindlustuspreemiatele oluline mõju, sest lõpliku mudeli kirjeldusvõimet kirjeldav näitaja on $R^2=0,96$.

Ettepanekuna edasisteks analüüsideks soovib autor uurida elukindlustussektorit ka kindlustuspakkujate perspektiivist. Täiendavalt on võimalik katsetada mudelis ka viitaegu ning käesolevas analüüsis andmete tõttu tekkinud tugeva sesoonsuse ja autokorrelatsiooni vältimiseks võib Eesti elukindlustusteenuste turgu proovida uurida ka ristanudmete baasil.

SUMMARY

THE DETERMINANTS OF ESTONIAN LIFE INSURANCE MARKET

Brigita Mass

The purpose of the present thesis, was to describe relationships between Estonian life insurance market and different macroeconomic variables, involving economic, demographic, social and political factors. In total there were two different regression models and six different macroeconomic variables from which four were economic. Unfortunately because of limited availability of data no demographic variables were added to the model. The reference period for analysis was 1. January 2008 to 30. June 2020, considering the availability of data regarding life insurance premiums.

Prerequisite for the regression analysis, in addition to the uniform format of the data, is the stationarity of time series, which was tested by Dickey-Fuller test. In the case of the first model, the unemployment rate turned out to be non-stationary, so the first-order differences were taken from this time series. In the case of the second model, insurance premiums, the consumer price index of health care and GDP had to be differentiated. In the case of the models, the possible multicollinearity, the absence of autocorrelation and heteroskedasticity, and residuals' normal distribution were further checked.

In addition to the standard tests, the first model also examined the effect of seasonal dummy features on the model's descriptiveness, resulting in a second regression model with smoothed time series to remove the identified seasonality. Testing of the second model revealed heteroskedasticity and autocorrelation, so customized standard errors were added to the final model. As a result of the analysis, it is possible to draw conclusions on the basis of the final model.

The main research questions of the work were following:

1. Are social and political features statistically significant in the models describing the Estonian insurance market?
2. What economic features affect the Estonian life insurance services market the most?

The hypotheses were as follows:

H1: There is a negative correlation between inflation and the volume of life insurance premiums.

H2: There is a negative correlation between the volume of social benefits and life insurance premiums.

Based on the final model, it is possible to answer the research questions and confirm the last of the two hypotheses. In the latter model, the social factor was the unemployment rate and the political factor was government social benefits, which is why it can be answered that social and political factors are statistically significant in the models describing the Estonian life insurance market. As an important statistical feature, GDP was included in the last model of economic factors, which is why it can be answered that GDP is the economic factor most influencing the Estonian life insurance services market.

The analysis shows that macroeconomic variables have a significant impact on life insurance premiums, as the descriptive characteristic is $R^2=0,96$.

As a suggestion for further analyzes, the author suggests to study the life insurance sector also from the perspective of insurance providers. In addition, it is possible to test delay times in the model, and in order to avoid the strong seasonality and autocorrelation caused by the data in this analysis, the Estonian life insurance services market can also be tried to be studied on the basis of cross-data.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Adams, M., Andersson, J., Andersson, L-F., Lindmark M. (2009). Commercial banking, insurance and economic growth in Sweden between 1830 and 1998. *Accounting, Business & Financial History*, 19 (1), 21-38.
- Alhassan, L. A., Biekpe, N. (2016). Insurance market development and economic growth: Exploring causality in 8 selected African countries. *International Journal of Social Economics*, 43 (3)
- Beck, T., Webb, I. (2003). Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption across Countries. *The World Bank Economic Review*, 17 (1), 51-88.
- Browne, J. M., Kim, K. (1993). An International Analysis of Life Insurance Demand. *The Journal of Risk and Insurance*, 60 (4), 616-634.
- Carmichael, J., Pomerleano, M. (2002). *The Development and Regulation of Non-Bank Financial Institutions*. Washington DC: World Bank.
- Dash, S., Pradhan, P. R., Maradana, P. R., Gaurav, K., Zaki, B. D., Jayakumar, M. (2018). Insurance market penetration and economic growth in Eurozone countries: Time series evidence on causality. *Future Business Journal*, 4 (1), 50-67.
- Dickson, D. M. C., Hardy, M. R., Waters, H. R. (2013). *Actuarial Mathematics for Life Contingent Risks: Second Edition*. United Kingdom: Cambridge University Press
- Eesti Pank (2020). *Erind*. Kättesaadav: <https://www.eestipank.ee/search/results/erind>, 12. detsember 2020.
- Eesti Pank (2020). Mittefinantsettevõtete ja kodumajapidamiste tähtajaliste hoiuste intressimäärad tähtaja ja valuuta lõikes [Online]. Kättesaadav: <https://statistika.eestipank.ee/#/et/p/979/r/1013/871>, 10. detsember 2020.
- Eesti Statistikaamet (2020). IA02: tarbijahinnaindeks, 1997 = 100 (kuud) [E-andmebaas]. Kättesaadav: https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus__hinnad/IA02, 10. detsember 2020.
- Eesti Statistikaamet (2020). PA006: keskmine brutokuupalk tegevusalarühma järgi (kuud) [E-andmebaas]. Kättesaadav: https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus__palk-ja-toojeukulu__palk__aastastatistika/PA006, 10. detsember 2020.
- Eesti Statistikaamet (2020). RAA0061: sisemajanduse koguprodukt tarbimise meetodil (ESA 2010) (kvartalid) [E-andmebaas]. Kättesaadav:

[https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus__rahvamajanduse-arvepidamine__sisemajanduse-koguprodukt-\(skp\)__sisemajanduse-koguprodukt-tarbimise-meetodil/RAA0061](https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus__rahvamajanduse-arvepidamine__sisemajanduse-koguprodukt-(skp)__sisemajanduse-koguprodukt-tarbimise-meetodil/RAA0061), 10. detsember 2020.

Eesti Statistikaamet (2020). RR0575: valitsemissektori rahalised sotsiaaltoetused toetuse liigi järgi (kvartalid) [E-andmebaas]. Kättesaadav:

https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus__rahandus__valitsemissektori-rahandus__valitsemissektori-tulud-kulud/RR0575, 10. detsember 2020.

Eesti Statistikaamet (2020). RRI05: elukindlustus liigi ja kindlustusandja järgi (kuud) [E-andmebaas]. Kättesaadav:

https://andmed.stat.ee/et/stat/majandus__rahandus__kindlustus/RRI05, 10. detsember 2020.

Eesti Statistikaamet (2020). TT461: 15-74-aastaste hõiveseisund (kvartalid) [E-andmebaas].

Kättesaadav: https://andmed.stat.ee/et/stat/sotsiaalelu__tooturg__tooturu-uldandmed__luhiajastatistika/TT461, 10. detsember 2020.

Finantsinspektsiooni aastaraamat 2008-2019. Finantsinspektsioon. Kättesaadav:

<https://www.fi.ee/et/teema/aastaraamat?page=1>, 15. november 2020.

Gujarati, N. D., Porter, C. D. (1999). *Essentials of econometrics: Fourth Edition*. New York: McGraw-Hill/Irwin.

Gujarati, N. D., Porter, C. D. (2003). *Basic Econometrics: Fifth Edition*. New York: McGraw-Hill/Irwin.

Haiss, P., Sümegi, K. (2008). The relationship between insurance and economic growth in Europe: a theoretical and empirical analysis. *Empirica*, 35, 405-431.

Hammond, D. J., Houston, B. D., Melander, R. E. (1967). Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures: An Empirical Investigation. *The Journal of Risk and Insurance*, 34 (3), 397-408.

Hodrick, J. R., Prescott, C. E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (01), 1-16.

Hussels, S., Ward, D., Zurbrugg, R. (2005). Stimulating the Demand for Insurance. *Risk Management and Insurance Review*, 8 (2), 257-278.

Hwang, T., Gao, S. (2003). The Determinants of the Demand for Life Insurance in an Emerging Economy - The Case of China. *Managerial Finance*. 29 (5/6), 82-96.

Inglis, A-M. (2002). *Elukindlustuse käsiraamat*. Tallinn: Äripäeva Kirjastus.

Kindlustustegevuse seadus. RT I, 04.12.2019, 8. 01.01.2020

Kiviorg, M. (2015). Religion and the Secular State in Estonia. *Religion and the Secular State* (248-261). Madrid: Universidad Complutense Madrid.

- Lenten, A. J. L., Rulli, N. D. (2006). A Time-Series Analysis of the Demand for Life Insurance Companies in Australia: An Unobserved Components Approach. *Australian Journal of Management*, 31 (1), 41-66.
- Lewis, F. D. (1989). Dependents and the Demand for Life Insurance. *The American Economic Review*, 79 (3), 452-467.
- Li, D., Moshirian, F., Nguyen, P., Wee, T. (2007). The Demand for Life Insurance in OECD Countries. *The Journal of Risk and Insurance*, 74 (3), 637-652.
- Niehaus, G., Terry, A. (1993). Evidence on the Time Series Properties of Insurance Premiums and Causes of the Underwriting Cycle: New Support for the Capital Market Imperfection Hypothesis. *The Journal of Risk and Insurance*, 60 (3), 466-479.
- Pan, G., Chang, H-L., Su, W-C. (2012). Regional differences in development of life Insurance markets in China. *Emerging Markets Review*, 13, 548-558.
- Pensionikeskus. *Kindlustustooted*. Kättesaadav: <https://www.pensionikeskus.ee/iii-sammam/kindlustusseltsid-ja-tooted/kindlustustooted/>, 15. november 2020.
- Ravn, O. M., Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84 (2), 371-375.
- Sauga, A. (2017). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele*. Tallinn: TTÜ Kirjastus
- Sliwinski, A., Michalski, T., Roszkiewicz, M. (2013). Demand for Life Insurance—An Empirical Analysis in the Case of Poland. *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 38, 62-87.
- Ullah, I. M. (2020). *Reasons for autocorrelation*. Kättesaadav: <https://itfeature.com/time-series-analysis-and-forecasting/autocorrelation/reasons-for-autocorrelation>
- Zeckhauser, R. *Insurance*. Kättesaadav: <https://www.econlib.org/library/Enc/Insurance.html>, 15. november 2020.

LISAD

Lisa 1. Ühikjuure testid

Dickey-Fuller Test		
E_KIN		Väärtus
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-5,09888
	test statistik	-5,55688
	asümptootiline p-väärtus	$1,293 \times 10^{-6}$
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0,024
	viitega diferentsiaalid	F(11, 125) = 10,557
T_THI		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-1,01714
	test statistik	-12,3995
	p-väärtus	$2,801 \times 10^{-19}$
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0,014
SKP		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0,573221
	test statistik	-3,12488
	asümptootiline p-väärtus	0,02479
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0,134
	viitega diferentsiaalid	F(13, 121) = 40,578
BPALK		
	test konstandi ning sesoonsete fiktiiivsete tunnustega	
	(a-1) eeldatav väärtus	-1,54108
	test statistik	-4,33392
	asümptootiline p-väärtus	0,0003827
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0,023
	viitega diferentsiaalid	F(4, 128) = 11,063
AER		väärtus
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-1,18223
	test statistik	-14,5772
	p-väärtus	$1,368 \times 10^{-21}$
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0,003

Lisa 1 järg

Dickey-Fuller Test		
SOT_T		
	test konstandi ja trendiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0,658892
	test statistik	-4,15633
	asümptootiline p-väärtus	0,005133
	1.järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0,077
	viitega diferentsiaalid	F(13, 120) = 18,109
d_TOOT		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-3,47839
	test statistik	-8,37174
	asümptootiline p-väärtus	$3,946 \times 10^{-14}$
	1.järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0,002
	viitega diferentsiaalid	F(6, 134) = 9,384

Allikas: Autori koostatud, Gretl ökonomeetriapakett

Lisa 2. Esialgne OLS mudel

Mudel 1: OLS, using observations 2008:02-2020:06 (T = 149)

Dependent variable: E_KIN

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.56707	1.57346	1.631	0.1050	
T_THI	-6.54239	2.43836	-2.683	0.0082	***
SKP	0.151034	0.0859852	1.757	0.0812	*
BPALK	1.09718	0.266022	4.124	<0.0001	***
AER	-0.00588254	0.0895422	-0.06570	0.9477	
SOT_T	-0.128853	0.362353	-0.3556	0.7227	
d_TOOT	-0.0631417	0.0566998	-1.114	0.2673	
Mean dependent var	1.553944	S.D. dependent var	18.65704		
Sum squared resid	38656.64	S.E. of regression	16.49939		
R-squared	0.249628	Adjusted R-squared	0.217922		
F(6, 142)	7.873225	P-value(F)	2.48e-07		
Log-likelihood	-625.5321	Akaike criterion	1265.064		
Schwarz criterion	1286.092	Hannan-Quinn	1273.607		
rho	-0.314325	Durbin-Watson	2.627827		

Lisa 3. Statistiliselt oluliste tunnustega OLS mudel

Mudel 2: OLS, using observations 2008:01-2020:06 (T = 150)
Dependent variable: E_KIN

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.43405	1.46974	1.656	0.0998	*
T_THI	-6.46324	2.37759	-2.718	0.0074	***
SKP	0.157411	0.0806265	1.952	0.0528	*
BPALK	1.05802	0.253466	4.174	<0.0001	***
Mean dependent var	1.543585	S.D. dependent var		18.59476	
Sum squared resid	39468.73	S.E. of regression		16.44183	
R-squared	0.233900	Adjusted R-squared		0.218158	
F(3, 146)	14.85851	P-value(F)		1.71e-08	
Log-likelihood	-630.7879	Akaike criterion		1269.576	
Schwarz criterion	1281.618	Hannan-Quinn		1274.468	
rho	-0.324264	Durbin-Watson		2.638312	

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 5.88073

with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 5.88073) = 0.751794$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 32.8292

with p-value = $7.43395e-008$

LM test for autocorrelation up to order 12 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 6.4331

with p-value = $P(F(12, 134) > 6.4331) = 6.02311e-009$

Lisa 4. Multikollineaarsus VIF testiga esimesele olulisele mudelile

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

T_THI	1.077
SKP	1.110
BPALK	1.117

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

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

--- variance proportions ---					
lambda	cond	const	T_THI	SKP	BPALK
1.477	1.000	0.089	0.228	0.144	0.112
1.253	1.086	0.288	0.052	0.138	0.207
0.722	1.431	0.002	0.027	0.700	0.508
0.548	1.642	0.621	0.693	0.019	0.172

lambda = eigenvalues of $X'X$, largest to smallest
cond = condition index
note: variance proportions columns sum to 1.0

Lisa 5. White'i test esimesele olulisele mudelile

White's test for heteroskedasticity
OLS, using observations 2008:01-2020:06 (T = 150)
Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	264.543	97.2156	2.721	0.0073	***
T_THI	-132.151	115.585	-1.143	0.2549	
SKP	0.465241	4.43720	0.1049	0.9166	
BPALK	16.7576	12.4489	1.346	0.1804	
sq_T_THI	-23.7104	79.7978	-0.2971	0.7668	
X2_X3	-3.52356	8.46871	-0.4161	0.6780	
X2_X4	-8.85532	19.8443	-0.4462	0.6561	
sq_SKP	0.0284551	0.190224	0.1496	0.8813	
X3_X4	1.19670	0.799982	1.496	0.1369	
sq_BPALK	-0.769084	1.73731	-0.4427	0.6587	

Unadjusted R-squared = 0.039205

Test statistic: $TR^2 = 5.880726$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 5.880726) = 0.751794$

Lisa 6. Breusch-Godfrey test esimesele olulisele mudelile

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12
 OLS, using observations 2008:02-2020:06 (T = 149)
 Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-1.63713	1.35206	-1.211	0.2282	
T_THI	2.64548	2.16296	1.223	0.2235	
SKP	-0.0470918	0.0777200	-0.6059	0.5456	
BPALK	-0.228701	0.235426	-0.9714	0.3331	
AER	0.0291732	0.0800636	0.3644	0.7162	
SOT_T	0.625537	0.356747	1.753	0.0819	*
d_T00T	0.0148669	0.0491626	0.3024	0.7628	
uhat_1	-0.436575	0.0852516	-5.121	1.07e-06	***
uhat_2	-0.233261	0.0909899	-2.564	0.0115	**
uhat_3	-0.209347	0.0948621	-2.207	0.0291	**
uhat_4	-0.201334	0.0967849	-2.080	0.0395	**
uhat_5	-0.00975454	0.0977391	-0.09980	0.9207	
uhat_6	-0.186810	0.0956720	-1.953	0.0530	*
uhat_7	-0.0718692	0.0930942	-0.7720	0.4415	
uhat_8	0.0148620	0.102208	0.1454	0.8846	
uhat_9	0.0353533	0.112795	0.3134	0.7545	
uhat_10	-0.226138	0.102425	-2.208	0.0290	**
uhat_11	0.0215720	0.105791	0.2039	0.8387	
uhat_12	0.355819	0.0971521	3.662	0.0004	***

Unadjusted R-squared = 0.372587

Test statistic: LMF = 6.433327,
 with p-value = $P(F(12,130) > 6.43333) = 6.88e-009$

Alternative statistic: $TR^2 = 55.515409$,
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 55.5154) = 1.46e-007$

Ljung-Box $Q' = 59.0322$,
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 59.0322) = 3.39e-008$

Lisa 7. Doornik-Hansen jääkliikmete normaaljaotuse test

Frequency distribution for uhat6, obs 1-150
 number of bins = 13, mean = 3.40468e-016, sd = 16.4418

interval	midpt	frequency	rel.	cum.
< -38.345	-43.473	1	0.67%	0.67%
-38.345 - -28.090	-33.217	4	2.67%	3.33%
-28.090 - -17.835	-22.962	5	3.33%	6.67% *
-17.835 - -7.5792	-12.707	31	20.67%	27.33% *****
-7.5792 - 2.6761	-2.4516	56	37.33%	64.67% *****
2.6761 - 12.931	7.8037	32	21.33%	86.00% *****
12.931 - 23.187	18.059	12	8.00%	94.00% **
23.187 - 33.442	28.314	3	2.00%	96.00%
33.442 - 43.697	38.570	1	0.67%	96.67%
43.697 - 53.952	48.825	3	2.00%	98.67%
53.952 - 64.208	59.080	1	0.67%	99.33%
64.208 - 74.463	69.335	0	0.00%	99.33%
>= 74.463	79.591	1	0.67%	100.00%

Test for null hypothesis of normal distribution:
 Chi-square(2) = 32.829 with p-value 0.00000

Lisa 8. OLS mudel sesoonsete fiktiivsete tunnustega

Model 4: OLS, using observations 2008:01-2020:06 (T = 150)

Dependent variable: E_KIN

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	31.2096	5.50624	5.668	<0.0001	***
T_THI	-2.58785	2.17248	-1.191	0.2357	
SKP	-0.344080	0.216216	-1.591	0.1139	
BPALK	0.643253	0.497959	1.292	0.1986	
dm1	-56.9444	11.2149	-5.078	<0.0001	***
dm2	-27.4558	6.41275	-4.281	<0.0001	***
dm3	-40.2233	10.5275	-3.821	0.0002	***
dm4	-9.77680	7.02922	-1.391	0.1666	
dm5	-41.6248	8.75482	-4.755	<0.0001	***
dm6	-32.8744	5.68618	-5.781	<0.0001	***
dm7	-31.4698	9.77420	-3.220	0.0016	***
dm8	-27.5134	6.96343	-3.951	0.0001	***
dm9	-28.1130	6.84406	-4.108	<0.0001	***
dm10	-23.2848	6.23255	-3.736	0.0003	***
dm11	-29.4345	7.88076	-3.735	0.0003	***
Mean dependent var	1.543585	S.D. dependent var	18.59476		
Sum squared resid	26470.54	S.E. of regression	14.00279		
R-squared	0.486199	Adjusted R-squared	0.432915		
F(14, 135)	9.124817	P-value(F)	7.77e-14		
Log-likelihood	-600.8272	Akaike criterion	1231.654		
Schwarz criterion	1276.814	Hannan-Quinn	1250.001		
rho	-0.407105	Durbin-Watson	2.793992		

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

dm1
dm2
dm3
dm4
dm5
dm6
dm7
dm8
dm9
dm10
dm11

Test statistic: $F(11, 135) = 6.02645$

with p-value = $P(F(11, 135) > 6.02645) = 5.88313e-008$

Lisa 9. Tunnuste komplekti eemaldamise F- test kitsendatud aruanne

Model 4: OLS, using observations 2008:01-2020:06 (T = 150)

Dependent variable: E_KIN

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.43405	1.46974	1.656	0.0998	*
T_THI	-6.46324	2.37759	-2.718	0.0074	***
SKP	0.157411	0.0806265	1.952	0.0528	*
BPALK	1.05802	0.253466	4.174	<0.0001	***
Mean dependent var	1.543585	S.D. dependent var		18.59476	
Sum squared resid	39468.73	S.E. of regression		16.44183	
R-squared	0.233900	Adjusted R-squared		0.218158	
F(3, 146)	14.85851	P-value(F)		1.71e-08	
Log-likelihood	-630.7879	Akaike criterion		1269.576	
Schwarz criterion	1281.618	Hannan-Quinn		1274.468	
rho	-0.324264	Durbin-Watson		2.638312	

Lisa 10. Silutud aeGRIDade ühikjuure testid

Dickey-Fuller test		
d_pc_hpt_E_KIN		Väärtus
	test konstandi ja sesoonsete fiktiivsete tunnustega	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0,0027993
	test statistik	-2,87209
	asümptootiline p-väärtus	0,04867
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0,079
d_pc_hpt_T_THI		
	test konstandi ning trendiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	$-7,33 \times 10^{-6}$
	test statistik	-5,70022
	p-väärtus	$5,93 \times 10^{-6}$
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0,015
	viitega differentsiaalid	F(6,134)=397885051,91
d_pc_hpt_SKP		
	test konstandi, trendi ja sesoonsete fiktiivsete tunnustega	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0,00140932
	test statistik	-3,44462
	asümptootiline p-väärtus	0,04562
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0,010
	viitega differentsiaalid	F(6, 121) = 87413,790
pc_hpt_BPALK		
	test konstandi ning sesoonsete fiktiivsete tunnustega	
	(a-1) eeldatav väärtus	$-6,07 \times 10^{-5}$
	test statistik	-2,57382
	asümptootiline p-väärtus	0,0445
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	F(12, 111) = 1288950,360
	viitega differentsiaalid	F(4, 128) = 11,063
pc_hpt_AER		väärtus
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	$-2,33 \times 10^{-5}$
	test statistik	-3,87293
	p-väärtus	0,002253
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0,020
	viitega differentsiaalid	F(8, 130) = 9119843,998

Lisa 10 järg

pc_hpt_SOT_T		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	$-3,59 \times 10^{-5}$
	test statistik	-7,22463
	asümptootiline p-väärtus	$8,07 \times 10^{-11}$
	1.järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0,121
	viitega differentiaaliid	F(12, 122) = 18539172,87
pc_hpt_TOOT		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	$-4,12 \times 10^{-5}$
	test statistik	-4,18071
	asümptootiline p-väärtus	0,0007066
	1.järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0,048
	viitega differentiaaliid	F(11, 124) = 20293760,93

Allikas: Autori koostatud, Gretl ökonomeetriapakett

Lisa 11. Teine OLS mudel kõikide tunnustega

Model 1: OLS, using observations 2008:03-2020:06 (T = 148)

Dependent variable: d_pc_hpt_E_KIN

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.489598	0.105146	4.656	<0.0001	***
d_pc_hpt_SKP	-0.948071	0.268129	-3.536	0.0006	***
pc_hpt_AER	0.000414579	0.000475858	0.8712	0.3851	
pc_hpt_SOT_T	-0.0601628	0.00539982	-11.14	<0.0001	***
d_pc_hpt_T_THI	0.511309	0.624062	0.8193	0.4140	
pc_hpt_TOOT	-0.0130536	0.00396099	-3.296	0.0012	***
pc_hpt_BPALK	-0.0266391	0.0245523	-1.085	0.2798	
Mean dependent var	0.038189	S.D. dependent var		0.102001	
Sum squared resid	0.061424	S.E. of regression		0.020872	
R-squared	0.959839	Adjusted R-squared		0.958130	
F(6, 141)	561.6392	P-value(F)		8.85e-96	
Log-likelihood	366.2477	Akaike criterion		-718.4953	
Schwarz criterion	-697.5148	Hannan-Quinn		-709.9710	
rho	0.996809	Durbin-Watson		0.029917	

Lisa 12. Teine OLS mudel statistiliselt oluliste tunnustega

Model 2: OLS, using observations 2008:03-2020:06 (T = 148)
 Dependent variable: d_pc_hpt_E_KIN

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.382368	0.0240640	15.89	<0.0001	***
d_pc_hpt_SKP	-0.724189	0.0572871	-12.64	<0.0001	***
pc_hpt_AER	0.000674448	0.000308940	2.183	0.0307	**
pc_hpt_SOT_T	-0.0636129	0.00387312	-16.42	<0.0001	***
pc_hpt_TOOT	-0.00886481	0.000396929	-22.33	<0.0001	***
Mean dependent var	0.038189	S.D. dependent var		0.102001	
Sum squared resid	0.061947	S.E. of regression		0.020813	
R-squared	0.959496	Adjusted R-squared		0.958363	
F(4, 143)	846.8838	P-value(F)		1.90e-98	
Log-likelihood	365.6195	Akaike criterion		-721.2389	
Schwarz criterion	-706.2529	Hannan-Quinn		-715.1501	
rho	0.999236	Durbin-Watson		0.029012	

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 97.7547

with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 97.7547) = 1.27552e-014$

LM test for autocorrelation up to order 12 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 503.308

with p-value = $P(F(12, 131) > 503.308) = 2.93307e-103$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 9.25005

with p-value = 0.00980341

Lisa 13. Multikollineaarsus VIF testiga teisele olulisele mudelile

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

```
d_pc_hpt_SKP    3.669
  pc_hpt_AER    19.639
pc_hpt_SOT_T    36.851
  pc_hpt_TOOT    4.317
```

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

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

```
          --- variance proportions ---
lambda   cond   const d_pc_hpt~ pc_hpt_A~ pc_hpt_S~ pc_hpt_T~
 2.438   1.000   0.001  0.003   0.001   0.001   0.015
 1.812   1.160   0.000   0.056   0.010   0.000   0.010
 0.492   2.225   0.001   0.017   0.023   0.001   0.185
 0.255   3.090   0.001   0.464   0.049   0.000   0.102
 0.002  32.432   0.997   0.460   0.917   0.998   0.688
```

lambda = eigenvalues of $X'X$, largest to smallest
cond = condition index
note: variance proportions columns sum to 1.0

Lisa 14. White'i test teisele olulisele mudelile

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 2008:03-2020:06 (T = 148)

Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.0219753	0.0130936	-1.678	0.0956	*
d_pc_hpt_SKP	0.0760790	0.0426021	1.786	0.0764	*
pc_hpt_AER	6.53922e-05	0.000414730	0.1577	0.8750	
pc_hpt_SOT_T	0.0175990	0.00343226	5.128	1.01e-06	***
pc_hpt_TOOT	0.000850365	0.00125624	0.6769	0.4996	
sq_d_pc_hpt_SKP	-0.280790	0.0707828	-3.967	0.0001	***
X2_X3	-0.00196062	0.000873495	-2.245	0.0264	**
X2_X4	-0.0151738	0.00690850	-2.196	0.0298	**
X2_X5	-0.00133769	0.000490249	-2.729	0.0072	***
sq_pc_hpt_AER	-5.61480e-06	3.68788e-06	-1.522	0.1303	
X3_X4	9.71005e-05	7.27874e-05	1.334	0.1845	
X3_X5	1.79981e-05	2.26695e-05	0.7939	0.4286	
sq_pc_hpt_SOT_T	-0.00202704	0.000314431	-6.447	1.94e-09	***
X4_X5	-0.000186837	0.000210389	-0.8881	0.3761	
sq_pc_hpt_TOOT	5.20040e-07	1.59618e-05	0.03258	0.9741	

Unadjusted R-squared = 0.660505

Test statistic: $TR^2 = 97.754675$,

with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 97.754675) = 0.000000$

Lisa 15. Breusch-Godfrey test teisele olulisele mudelile

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12
 OLS, using observations 2008:03-2020:06 (T = 148)
 Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.000767245	0.00367016	0.2090	0.8347
d_pc_hpt_SKP	-0.00474214	0.00889398	-0.5332	0.5948
pc_hpt_AER	3.66062e-06	4.70423e-05	0.07782	0.9381
pc_hpt_SOT_T	-0.000114773	0.000590073	-0.1945	0.8461
pc_hpt_TOOT	-6.47209e-06	6.04691e-05	-0.1070	0.9149
uhat_1	1.33672	0.0870378	15.36	4.39e-031 ***
uhat_2	-0.199192	0.145633	-1.368	0.1737
uhat_3	-0.141931	0.146549	-0.9685	0.3346
uhat_4	-0.0469168	0.147076	-0.3190	0.7502
uhat_5	0.0540264	0.147177	0.3671	0.7141
uhat_6	-0.0172942	0.147282	-0.1174	0.9067
uhat_7	-0.00735652	0.149249	-0.04929	0.9608
uhat_8	-0.0507194	0.149287	-0.3397	0.7346
uhat_9	-0.0256324	0.149362	-0.1716	0.8640
uhat_10	0.0715857	0.148952	0.4806	0.6316
uhat_11	0.0214454	0.148503	0.1444	0.8854
uhat_12	-0.0861133	0.0917912	-0.9381	0.3499

Unadjusted R-squared = 0.978771

Test statistic: LMF = 503.307683,
 with p-value = $P(F(12,131) > 503.308) = 2.93e-103$

Alternative statistic: $TR^2 = 144.858051$,
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 144.858) = 6.24e-025$

Ljung-Box $Q' = 577.073$,
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 577.073) = 8.31e-116$

Lisa 16. Doornik-Hansen jääkliikmete normaaljaotuse test

Frequency distribution for uhat17, obs 3-150
 number of bins = 13, mean = 2.87401e-017, sd = 0.0208134

interval	midpt	frequency	rel.	cum.	
< -0.029953	-0.033411	7	4.73%	4.73%	*
-0.029953 - -0.023037	-0.026495	21	14.19%	18.92%	*****
-0.023037 - -0.016120	-0.019579	14	9.46%	28.38%	***
-0.016120 - -0.0092039	-0.012662	14	9.46%	37.84%	***
-0.0092039 - -0.0022875	-0.0057457	12	8.11%	45.95%	**
-0.0022875 - 0.0046290	0.0011708	16	10.81%	56.76%	***
0.0046290 - 0.011545	0.0080872	12	8.11%	64.86%	**
0.011545 - 0.018462	0.015004	17	11.49%	76.35%	****
0.018462 - 0.025378	0.021920	22	14.86%	91.22%	*****
0.025378 - 0.032295	0.028837	8	5.41%	96.62%	*
0.032295 - 0.039211	0.035753	1	0.68%	97.30%	
0.039211 - 0.046128	0.042669	1	0.68%	97.97%	
>= 0.046128	0.049586	3	2.03%	100.00%	

Test for null hypothesis of normal distribution:
 Chi-square(2) = 9.250 with p-value 0.00980

Lisa 17. Teine OLS mudel fiktiivsete tunnustega

Model 19: OLS, using observations 2008:03-2020:06 (T = 148)

Dependent variable: d_pc_hpt_E_KIN

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.380617	0.0257201	14.80	<0.0001	***
d_pc_hpt_SKP	-0.723911	0.0595793	-12.15	<0.0001	***
pc_hpt_AER	0.000676589	0.000321064	2.107	0.0370	**
pc_hpt_SOT_T	-0.0636423	0.00402569	-15.81	<0.0001	***
pc_hpt_TOOT	-0.00887348	0.000412881	-21.49	<0.0001	***
dm1	0.000292375	0.00882907	0.03311	0.9736	
dm2	0.00304512	0.00883018	0.3449	0.7308	
dm3	0.00252214	0.00866360	0.2911	0.7714	
dm4	0.00310510	0.00866235	0.3585	0.7206	
dm5	0.00303183	0.00866152	0.3500	0.7269	
dm6	0.00372118	0.00866098	0.4296	0.6682	
dm7	0.000798013	0.00883131	0.09036	0.9281	
dm8	0.00175444	0.00883056	0.1987	0.8428	
dm9	0.00202409	0.00882988	0.2292	0.8190	
dm10	0.00143083	0.00882934	0.1621	0.8715	
dm11	0.000518635	0.00882894	0.05874	0.9532	
Mean dependent var	0.038189	S.D. dependent var	0.102001		
Sum squared resid	0.061734	S.E. of regression	0.021626		
R-squared	0.959636	Adjusted R-squared	0.955049		
F(15, 132)	209.2164	P-value(F)	3.90e-84		
Log-likelihood	365.8754	Akaike criterion	-699.7508		
Schwarz criterion	-651.7954	Hannan-Quinn	-680.2666		
rho	0.996939	Durbin-Watson	0.030255		

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

dm1
dm2
dm3
dm4
dm5
dm6
dm7
dm8
dm9
dm10
dm11

Test statistic: $F(11, 132) = 0.0415753$

with p-value = $P(F(11, 132) > 0.0415753) = 0.999999$

Lisa 18. Tunnuste komplekti eemaldamise F- test kitsendatud aruanne

Model 20: OLS, using observations 2008:03-2020:06 (T = 148)

Dependent variable: d_pc_hpt_E_KIN

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.382368	0.0240640	15.89	<0.0001	***
d_pc_hpt_SKP	-0.724189	0.0572871	-12.64	<0.0001	***
pc_hpt_AER	0.000674448	0.000308940	2.183	0.0307	**
pc_hpt_SOT_T	-0.0636129	0.00387312	-16.42	<0.0001	***
pc_hpt_TOOT	-0.00886481	0.000396929	-22.33	<0.0001	***
Mean dependent var	0.038189	S.D. dependent var		0.102001	
Sum squared resid	0.061947	S.E. of regression		0.020813	
R-squared	0.959496	Adjusted R-squared		0.958363	
F(4, 143)	846.8838	P-value(F)		1.90e-98	
Log-likelihood	365.6195	Akaike criterion		-721.2389	
Schwarz criterion	-706.2529	Hannan-Quinn		-715.1501	
rho	0.999236	Durbin-Watson		0.029012	

Lisa 19. Teine OLS mudel kohandatud standardvigadega

Model 23: OLS, using observations 2008:03-2020:06 (T = 148)

Dependent variable: d_pc_hpt_E_KIN

HAC standard errors, bandwidth 3 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.382368	0.0430779	8.876	<0.0001	***
d_pc_hpt_SKP	-0.724189	0.100581	-7.200	<0.0001	***
pc_hpt_AER	0.000674448	0.000536655	1.257	0.2109	
pc_hpt_SOT_T	-0.0636129	0.00692991	-9.179	<0.0001	***
pc_hpt_TOOT	-0.00886481	0.000741278	-11.96	<0.0001	***
Mean dependent var	0.038189	S.D. dependent var		0.102001	
Sum squared resid	0.061947	S.E. of regression		0.020813	
R-squared	0.959496	Adjusted R-squared		0.958363	
F(4, 143)	242.9897	P-value(F)		1.07e-62	
Log-likelihood	365.6195	Akaike criterion		-721.2389	
Schwarz criterion	-706.2529	Hannan-Quinn		-715.1501	
rho	0.999236	Durbin-Watson		0.029012	

Lisa 20. Lõplik OLS mudel kohandatud standardvigadega

Model 24: OLS, using observations 2008:03-2020:06 (T = 148)

Dependent variable: d_pc_hpt_E_KIN

HAC standard errors, bandwidth 3 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.332368	0.0135598	24.51	<0.0001	***
d_pc_hpt_SKP	-0.661078	0.0880640	-7.507	<0.0001	***
pc_hpt_SOT_T	-0.0555418	0.00212747	-26.11	<0.0001	***
pc_hpt_TOOT	-0.00816482	0.000436822	-18.69	<0.0001	***
Mean dependent var	0.038189	S.D. dependent var	0.102001		
Sum squared resid	0.064012	S.E. of regression	0.021084		
R-squared	0.958146	Adjusted R-squared	0.957274		
F(3, 144)	284.3630	P-value(F)	2.77e-60		
Log-likelihood	363.1934	Akaike criterion	-718.3868		
Schwarz criterion	-706.3979	Hannan-Quinn	-713.5157		
rho	0.998768	Durbin-Watson	0.028063		

Lisa 21. Multikollineaarsus VIF testiga lõplikule mudelile

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

```
d_pc_hpt_SKP      2.735
pc_hpt_SOT_T      3.274
pc_hpt_TOOT       1.500
```

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

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

```
          --- variance proportions ---
lambda   cond   const d_pc_hpt~ pc_hpt_S~ pc_hpt_T~
 2.354    1.000   0.009   0.002   0.009   0.042
 1.248    1.373   0.003   0.207   0.000   0.083
 0.369    2.524   0.016   0.246   0.017   0.661
 0.028    9.214   0.972   0.545   0.973   0.214
```

lambda = eigenvalues of $X'X$, largest to smallest

cond = condition index

note: variance proportions columns sum to 1.0

Lisa 22. Doornik-Hansen jääkliikmete normaaljaotuse test lõplikule mudelile

Frequency distribution for uhat24, obs 3-150
 number of bins = 13, mean = -9.23623e-018, sd = 0.0210838

interval	midpt	frequency	rel.	cum.	
< -0.028428	-0.031818	13	8.78%	8.78%	***
-0.028428 - -0.021649	-0.025039	17	11.49%	20.27%	****
-0.021649 - -0.014870	-0.018260	20	13.51%	33.78%	****
-0.014870 - -0.0080914	-0.011481	10	6.76%	40.54%	**
-0.0080914 - -0.0013124	-0.0047019	13	8.78%	49.32%	***
-0.0013124 - 0.0054665	0.0020771	12	8.11%	57.43%	**
0.0054665 - 0.012245	0.0088560	13	8.78%	66.22%	***
0.012245 - 0.019024	0.015635	14	9.46%	75.68%	***
0.019024 - 0.025803	0.022414	21	14.19%	89.86%	*****
0.025803 - 0.032582	0.029193	8	5.41%	95.27%	*
0.032582 - 0.039361	0.035972	3	2.03%	97.30%	
0.039361 - 0.046140	0.042751	1	0.68%	97.97%	
>= 0.046140	0.049530	3	2.03%	100.00%	

Test for null hypothesis of normal distribution:
 Chi-square(2) = 12.325 with p-value 0.00211

Lisa 23. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Brigita Mass (*autori nimi*)

1. annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose Eesti elukindlustusteenuste turgu mõjutavad makroökonomilised muutujad,
(*lõputöö pealkiri*)

mille juhendaja on Ako Sauga,
(*juhendaja nimi*)

- 1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh TalTechi raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
- 1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks TalTechi veebikeskkonna kaudu, sealhulgas TalTechi 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.

¹*Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil.*