

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüs ja rahanduse instituut

Kaur Lauer

**MAKROÖKONOOMILISTE MUUTUJATE MÕJU USA
VÄÄRTPABERITURGUDEL NOTEERITUD ETTEVÕTETE
TOOTLUSTELE**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Kaido Kepp, MA
Kaasjuhendaja: 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 6161 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Kaur Lauer

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 164285TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: kaur.lauer@gmail.com

Juhendaja: Kaido Kepp, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaasjuhendaja Ako Sauga, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	6
1. TEOREETILINE ALUS	8
1.1. Arbitraažhindade teooria	8
1.1.1. APT mudeli kuju	9
1.2. Varasem empiiriline kirjandus.....	10
2. ANDMETE KIRJELDUS JA METOODIKA.....	12
2.1. Üldine lähenemine	12
2.2. Periood ja valim.....	13
2.3. Makroökonomilised muutujad.....	14
2.4. Regressioonianalüüs	18
3. ANALÜÜS JA TULEMUSED	19
3.1. Esialgsed mudelid.....	19
3.2. Lõplikud mudelid ja testimine.....	21
3.2. Järeldused ja ettepanekud	26
KOKKUVÕTE	29
SUMMARY	31
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	33
LISAD	36
Lisa 1. Ettevõtete nimekiri.....	36
Lisa 1 järg	37
Lisa 2. Ühikjuure test	38
Lisa 3. Esialgne OLS mudel – kommunaalteenused	40
Lisa 4. Esialgne OLS mudel – tehnoloogiateenused	41
Lisa 5. Esialgne OLS mudel – elektrotehnoloogia	42
Lisa 6. Esialgne OLS mudel – kõik sektorid	42
Lisa 7. Statistiliselt oluline mudel – kommunaalteenused	43
Lisa 8. Statistiliselt oluline mudel – tehnoloogiateenused	44
Lisa 9. Statistiliselt oluline mudel – elektrotehnoloogia	45
Lisa 10. Statistiliselt oluline mudel – kõik tegevussektorid	46
Lisa 11. White’s test – kommunaalteenused	47

Lisa 12. White's test – tehnoloogiateenused	47
Lisa 13. White's test – elektrotehnoloogia	48
Lisa 14. White's test – kõik tegevussektorid	48
Lisa 15. Breusch-Godfrey test – kommunaalteenused	49
Lisa 16. Breusch-Godfrey test – tehnoloogiateenused	50
Lisa 17. Breusch-Godfrey test – elektrotehnoloogia	50
Lisa 18. Breusch-Godfrey test – elektrotehnoloogia	51
Lisa 19. Jääkliikmete normaaljaotus – kommunaalteenused.....	52
Lisa 20. Lõplik OLS mudel – kommunaalteenused	52
Lisa 21. Lõplik OLS mudel – tehnoloogiateenused	53
Lisa 22. Lõplik OLS mudel – elektrotehnoloogia	53
Lisa 23. Lõplik OLS mudel – kõik tegevussektorid.....	54
Lisa 24. Breusch-Godfrey – kommunaalteenused lõplik	54
Lisa 25. Jääkliikmete normaaljaotus – kommunaalteenused lõplik	55
Lisa 26. Breusch-Godfrey – tehnoloogiateenused lõplik	55
Lisa 27. Jääkliikmete normaaljaotus – tehnoloogiateenused lõplik	56
Lisa 28. Breusch-Godfrey – elektrotehnoloogia lõplik	56
Lisa 29. Jääkliikmete normaaljaotus – elektrotehnoloogia lõplik	57
Lisa 30. Breusch-Godfrey – sektorite keskmine	57
Lisa 31. Jääkliikmete normaaljaotus – sektorite keskmine	58
Lisa 32. Lihtlitsents	59

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kas makroökonomeetrilised muutujad mõjutavad USA väärtpaberiturgudel noteeritud ettevõtete tootlusi perioodil 1. jaanuar 2005 kuni 31. detsember 2019. Eesmärgi saavutamiseks koostas autor empiirilise analüüsi lineaarse regressioonimudeli näol, mille sõltuvateks muutujateks olid kolme erineva tegevussektori a) tehnoloogia teenused, b) kommunaalteenused ja c) elektrotehnoloogia portfelli tootlused ning sõltumatuteks makroökonoomilised muutujad, mille tulemusena on võimalik järeldada parameetrite vahelisi seoseid.

Uuringus selgus, et statistiliselt on olulised kolm makroökonoomilist muutujat: valuutakursi muutuse määr, tarbija hinnaindeksi ja toornafta hinna kasvumäärad. Samuti saab autor kinnitada, et makroökonoomilised muutujad ei ole erinevate tegevussektoritega samsuguses seoses, kuna toornafta hinna muutuse määr mõjutab tehnoloogia- ja kommunaalteenuseid pakkuvate ettevõtete tootlusi ühel juhul positiivselt ning teisel vastupidiselt, negatiivselt.

Võtmesõnad: Arbitraažhindade teooria, makroökonoomilised muutujad, USA aktsiaturg, väärtpaberite tootlus, ettevõtlussektorite põhine

SISSEJUHATUS

Väärtpaberiturud omavad olulist tähtsust kogu majandussüsteemis, mistõttu on turgudel noteeritud ettevõtted ka pideva jälgimise all. Indeksite või aktsiate väärtused kujunevad turul nõudluse ja pakkumise tulemusena, seega on iga tehingu teostamise taga vähemalt kaks osapoolt, nii väärtpaberi ostja, kui ka müüja. Tehingute teostamise taga on enamasti nägemus ettevõtte või väärtpaberi edaspidisest käekäigust, ühelt poolt näeb investor soovitud tootluse realiseerimist ning teiselt poolt on nägemus vastupidine või erineb kardinaalselt kahe osapoole investeerimisstrateegia.

Investeeringu seisukoha võtmiseks teostatakse mitmeid analüüse, hinnatakse varasemat väärtpaberi väärtuse käekäiku, seostatakse edaspidiseid tulemusi makroökonomilise seisundi pealt või arvutatakse väärtuse muutus välja fundamentaalsete näitajate põhjal, mis on ka peamiseks otsustusviisiks, kuna läbi taolise meetodi on võimalik hinnata ettevõtte tulemusi ning hinnakujundust kõige adekvaatsemalt. Samas on keeruline viimasena kirjeldatud meetodit rakendada juhul, kui on tegemist noore ettevõttega, mille finantsilised näitajad ei ole võrreldavad stabiilses seisundis tegutsevaga. Sellest hoolimata soovivad investorid teenida alati pigem rohkem kui vähem (Roll, Ross 1980), võtavad suuremat riski ning teostavad indikatiivseid hinnanguid.

Käesolevas bakalaureusetöös soovib autor leida seoseid makroökonomiliste muutujate ning USA väärtpaberiturgudel noteeritud ettevõtete tootluste vahel nelja erineva koostatud portfelli näitel, millest esimene ja teine koosnevad vastavalt kommunaalteenuseid ning tehnoloogiateenuseid pakkuvatest ettevõtetest. Kolmandasse kuuluvad ettevõtted elektrotehnoloogia sektorist ning neljas portfell, kuhu kuuluvad kõik eelmainitud tegevussektorid. Töös kasutatavaid andmeid analüüsitakse perioodil 1. jaanuar 2005 kuni 31. detsember 2019. Muutujate vaheliste seoste leidmiseks kasutatakse käesolevas töös nelja lineaarset regressioonimudelit, kus sõltuvateks muutujateks on koostatud portfelli tootlused ning sõltumatuteks autori poolt valitud 11 makroökonomilist näitajat. Mudelite põhjal on võimalik järeldada, kas makroökonomiliste näitajate muutuste tulemusel saab maandada investeerimisest tulenevat finantsriski.

Bakalaureusetöö peamised uurimisküsimused on järgmised:

1. Kas makroökonomiliste muutujate ning aktsiate tootluste vahel esineb statistiliselt oluline seos?
2. Millised makroökonomilised näitajad mõjutavad kõige enam väärtpaberite tootlust?
3. Kas erinevad ettevõtlussektorid on mõjutatud erinevate makroökonomiliste muutujate poolt?

Käesolev töö koosneb kolmest eri peatükist, kus esimeses antakse ülevaade teoreetilisest alusest makroökonomiliste näitajate ja väärtpaberite tootluste vahel ning kirjeldatakse varasemalt koostatud sarnase sisuga empiirilisi uurimusi ja nende tulemusi. Teises peatükis kirjeldatakse detailselt töös koostatud andmeid ning empiirilisi töömeetodeid. Viimaks koostatakse lineaarsed regressioonimudelid ning tehakse järeldusi varasemast kirjandusest tulenevalt püstitatud hüpoteesidele, mida saab kinnitada, kinnitada osaliselt või ümber lükata.

Hüpoteesid on järgmised:

- H1. Kõik ettevõtlussektori ei sõltu samadest makroökonomilistest muutujatest
- H2. Tarbija hinnaindeksi kasvumäär on väärtpaberite tootlustega negatiivses seoses
- H3. USA dollari kasvumäär Euro suhtes on väärtpaberite tootlustega positiivses seoses
- H4. SKP kasvumäär on väärtpaberite tootlustega positiivses seoses

1. TEOREETILINE ALUS

1.1. Arbitraažhindade teooria

Arbitraažhindade teooria (APT) on loodud 1976. aastal Stephen Rossi poolt põhimõttega kasutada ära erinevatest turutingimustest tulenevaid väärtpaberite hinnaerisusi. Arbitraaž tähendabki võimalust osta üks ja sama väärtpaber ühelt turult madalama hinnaga ning müüa seda teisel kõrgema väärtuse eest, teenides riskivaba tulu. Teooria kohaselt kasutavad investorid, kes tabavad turgudelt ebaefektiivsuse, selle koheselt ära ning tulemuseks on erinevate turgude hindade ühtlustumine vara õiglasel tasemel. (Dybvig, Ross 1989). APT väljundiks on mudel, mille abil on võimalik täpsemalt prognoosida varade oodatavat tulu, tuginedes tootluse hindamisel lineaarsele seosele oodatava tulu ja süstemaatilist riski hõlmavate makromajanduslike muutujate vahel.

Mitme-teguri põhise mudelina leitakse APT kohaselt igale tegurile ehk makroökonomilisele muutujale lineaarse regressiooni järgi spetsiifiline riskikoefitsent (beeta), mis annab võimaluse hinnata vara koguriski detailsemalt kui näiteks teise teada-tuntud varade hindamise mudeli, CAPM, teooria kohaselt, mis on ühe teguri põhine ning võtab arvesse ainult kindla väärtpaberi turu riski (Kisman, Restiyanita 2015).

APT mudeli aluseks on kolm põhilist eeldust (Roll, Ross 1980):

- 1) Turud on hästi toimivad ning ei võimalda arbitraaživõimaluste püsimist ehk investoritel ei ole võimalik teenida positiivset tulu ilma, et neil ei oleks mingeid riske.
- 2) Süstemaatilise ehk turu riski hajutamiseks on piisavalt väärtpabereid
- 3) Väärtpaberite tootlust saab arvutada teguripõhiste mudelitega

Laias laastus tähendab APT, et varade tootluse võib jagada oodatavaks tootluseks ja üllatuslikuks komponendiks ning see on seotud riskimääraga, kus tootlus on mõjutatud kõikide varade puhul makroökonomiliste muutujate poolt (Cuthbertson, Nitzsche 2005).

1.1.1. APT mudeli kuju

APT lõplik mudel kujuneb eeldusel, et kõikide väärtpaberite tootlused koosnevad mitmefaktorilisest mudelist, mille kuju on järgnev (Chen 1983):

$$R_{it} = E(R_i) + \sum_{k=1}^k b_{ik}F_k + \epsilon_i \quad (1)$$

kus

R_{it} – vara i tootlus

$E(R_i)$ – oodatud tootluse määr varalt i

b_{ik} – vara i sensitiivsus makroökonomilise faktori suhtes

f_k – (makroökonomilise) muutuja/teguri väärtus

ϵ_{it} – juhuslik vabaliige

Eelneva võrrandi kohaselt sõltub üksiku vara tootlus selle eeldatavast väärtusest ning tundlikkusest ühiste muutujate liikumise suhtes. Samas eeldab ka APT, et väärtpaberitulu on lineaarselt seotud tegurite kogumiga, mis mõjutavad aktsiate tootlust ja sellega seotud riskipositsiooni. Erinevatel portfellidel või väärtpaberitel on nende tegurite suhtes erinev tundlikkus (beeta). Ross *et al.* (1980) tõestasid, et kui valimi arv väärtpaberite näol on piisavalt suur, siis kehtib hästi hajutatud majanduses, arbitraaživõimaluste puudumisel lineaarne riski-tulu suhe, kus vara oodatav tootlus on kirjeldatav järgmise funktsioonina:

$$E(R_{it}) = \lambda_0 + \sum_{k=1}^k \beta_{ik}\lambda_k + \epsilon_{it} \quad (2)$$

kus

$E(R_{it})$ – vara i oodatav tootlus

λ_0 – i varaklassi riskivaba tulumäär

β_{ik} – vara i oodatava tulu reageerimise koefitsient faktori λ_k suhtes

λ_k – (makroökonomilise) muutuja/teguri väärtus

ϵ_{it} – juhuslik vabaliige

Faktoreid λ_k ehk makroökonomilisi komponente võib vaadata ka kui riskipreemiatena ja reageerimise koefitsendid β_{ik} peegaldavad hinnasuhet, seal hulgas suunda, riskipreemia ja vara i tootluse vahel. Teisisõnu, vara oodatav tootlus põhineb riskipreemiate ja vastavate koefitsentide

korrutise tulemusel. APT empiiriliseks testimiseks kasutatakse käesolevas töös üldlevinud makroökonomilisi muutujaid ning seostatakse neid mineviku reaalse aktsia tootlustega. Sellise lähenemisega on võimalik tuvastada sisuliselt olulised muutjad ning millisel määral ja suunas nad ettevõtete tootlusi mõjutavad.

1.2. Varasem empiiriline kirjandus

Tänaseks päevaks on koostatud arvukalt empiirilisi uurimusi, mis käsitlevad ühes makroökonomilisi tegureid, varade tootlust ja riski, kus peamiselt on tööde aluseks just APT või CAPM teooriad. APT tugevuseks ja samas ka selle nõrkuseks on asjaolu, et mudelite koostamiseks ei ole antud täpseid juhiseid nii hinnatava perioodi pikkuse, makroökonomiliste tegurite arvu või omaduste kohta, seega varieerub erinevate tööde puhul nii muutujate arv, kui ka sisu. Näiteks Elton, Gruber ja Mei (1994) kasutasid muutujatena kokku viite tegurit. Pika ja lühiajaliste võlakirjade tootluste vahet, lühiajaliste võlakirjade tootluse muutust, valuutakursi muutust, SKT prognoosi muutust, inflatsiooni prognoosi muutust.

2015. aastal on Kisman ja Restiyanita uurinud Indoneesia aktsiaturu näitel, milline eelnimetatud teooriatest on parem prognoosimaks väärtpaperite tootlust. APT puhul võeti muutuvateks teguriteks majanduskasvu- ja intressimäär ning CAPM puhul sooviti teada, kas oodatav tootlus (turu tootlus – riskivaba tootluse määr) seletab valimis olnud aktsiate reaalsel tulu. CAPM mudeli seletavaks määraks saadi 21,8% ning APT puhul 51,8% (Kisman, Restiyanita 2015). Töö tulemusena jõuti järeldusele, et SKP kasvumäär ning intressimäär mõlemad mõjutavad aktsiate tootlust, kuid faktorite valikut tuleks laiendada. Suurema arvu muutujatega teostasid analüüsi 1988. aastal Jaapani aktsiaturu põhjal M. Gruber ja E. J. Elton, kes kasutasid faktoripõhises mudelis kokku kuute muutujat: a) inflatsiooni määr, b) intressi määr, c) nafta hind, d) USA intressimäär, e) USA inflatsioonimäär (Elton, Gruber 1988). Inflatsioonimäära mõju aktsia tootlusele on leidnud ka Cagnetti, kes toestas empiirilise uuringu Itaalia aktsiaturu näol, võrreldes omavahel CAPM ja APT teooriaid. Süstemaatiliste muutujate tuvastamiseks kasutas ta lisaks lineaarsele regressioonmudelile ka põhikomponentide analüüsi (PCA), mis andis tulemuseks, et Itaalia turgu mõjutavad enim 5 faktorit (Cagnetti 2002). Seostades omavahel nii PCA, kui ka lineaarse meetodi, kus regressioonmudelis oli sisestatud varade tootlus ja 10 erinevat makroökonomilist muutujat, millest statistiliselt olulised olid 5 ning tulemuseks mudel, seletusvõimega 43,8%.

Arvestades, et ettevõtete tootlused on väga erinevad ning väiksemate puhul on tavaks, et keskmine tootlus on kõrgem kui suurte ettevõtete puhul, uurisid Chan, Chen ja Hsieh, kuidas mõjutavad makronäitajad erineva kapitaliseeritusega ettevõtteid. Makroökonomilisteks muutujateks kasutasid oma töös nad turuindeksit, tootmissektori kasvumäära, inflatsioonimäära muutust. Koostatud analüüsist kujunes välja, et suurimat mõju osutasid tootlustele turuindeks ning tootmissektori kasvumäär. (Chan *et al.* 1985)

Amtiran, Indiastuti, Nidar ja Masyita teostasid uurimuse Indoneesia aktsiaturu näitel, kus nad uurisid kasutades arbitraažhindade teooriat, millised makroökonomilised näitajad eelnimetatud turgu mõjutavad ning kus suunas. Nende valimis oli 80 erinevat ettevõtet ning 4 makroökonomilist muutujat: a) SKP kasv, b) tarbija hinnaindeksi kasv, c) intressimäär ning d) valuutakursi kasvumäär USA dollari suhtes. Nende töö koosnes kahest osast, esmalt leidsid nad regressioonimudeli kaudu iga ettevõtte koefitsiendid eelnevalt mainitud makroökonomiliste muutujate kohta ning seejärel teostati ristvaatlus iga leitud koefitsiendi ja iga ettevõtte keskmise tootluse vahel. Töö tulemusena saadi Indoneesia turu näitel statistiliselt olulisteks muutujateks intressimäärad ja valuutakursi muutused, millel mõlemal oli aktsia tootlustega positiivne seos. (Amtiran *et al.* 2017)

Benakovic *et al.* (2010) koostasid uuringu makroökonomiliste muutujate ja aktsiaturu tootluste vahel Horvaatia turu näitel, kasutades selleks mitme-faktorilist mudelit. Nende valimisse kuulusid näitajad nagu inflatsioonimäär, tootmissektori indeksi kasvumäär, intressimäär, Horvaatia turu indeksid ja toornafta hind. Töö tulemusena leidsid autorid, et kõige olulisem muutujate valikust on Horvaatia aktsiaturu indeks, millel oli tootlustega positiivne seos. Samuti oli statistiliselt oluline inflatsioonimäär, mis aastal 2004 kujutas negatiivset ning 2008 positiivset korrelatsiooni. Ülejäänud kolme muutuja puhul ei tuvastatud statistilist olulisust.

Rjoub, Türsoy ja Günsel, kes kasutasid APT mudelit Istanbuli aktsiaturu (ISE) põhjal, tuues esmalt välja kuus makroökonomilist muutujat: a) intressimäär, b) inflatsioonimäär, c) turu riskipreemia, d) reaalne valuutakurss USD suhtes, e) rahapakkumine M1 ja f) töötusemäär, leidsid, et oleks kasulik ennetada asjaolu, et intressimäär võib olla teiste muutujatega tugevas korrelatsioonis ning tekitada mudelis üleliigseid probleeme. Viimase muutuja asemel kasutasid nad Türgi riigi pikaajaliste ja lühiajaliste võlakirjade tootlusemäära vahet. Töö tulemusena leidsid autorid, et makroökonomilised muutujad ei mõjuta ühiselt kogu Istanbuli aktsiaturgu, kuna nende mõju erineb sektorite põhiselt, osa ettevõtteid on mingi kindla näitaja suhtes positiivses regressioonis ning teised jällegi negatiivses. (Rjoub *et al.* 2009)

2. ANDMETE KIRJELDUS JA METOODIKA

2.1. Üldine lähenemine

Üldine lähenemine töö koostamisel on deduktiivne, mis tähendab, et autor soovib testida eelpool mainitud Arbitraažhindade teooria tõekspidamisi ning kontrollida püstitatud hüpoteeside korrektsust või vastuolu. Tulemuseni jõudmiseks kasutatakse empiirilise uurimuse läbi viimisel kvantitatiivset analüüsimeetodit, mis põhineb mitme muutujaga regressioonmudeli koostamisel ja selle kirjeldamises. Empiiriliste meetodite läbi viimiseks kasutab autor Gretl ökonomeetriapaketti, mis võimaldab teostada kõik vajalikud sammud, jõudmaks ökonomeetriliselt korrektse regressioonmudelini.

Lähtuvalt töö eesmärgist, leida seoseid makroökonomiliste muutujate ja USA aktsiaturul kaubeldavate väärtpaberite tootluse vahel, kasutas autor seoste identifitseerimiseks ajaloolisi andmeid alates 2005. aastast. Kuna andmebaasidest on saadaval ainult väärtpaberite hinnad mingil ajaperioodil, mitte tootluse määr, teostati viimase leidmiseks ühe nädalase sagedusega, pideva juurdekasvu arvutamise kalkulasioon, mis leitakse järgneva valemiga:

$$r = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (3)$$

kus

r – tootluse määr

P_t – väärtpaberi hind perioodil t

P_{t-1} – väärtpaberi hind perioodil $t-1$

\ln – naturaallogaritm

Kuna regressioonanalüüsi sõltuvateks muutujateks võetakse väärtpaberid tegevussektorite kaupa, leiti lisaks üksikute ettevõtete perioodilistele tootlustele ka keskmised tootlused kommunaal, tehnoloogiateenuste ja elektroonilise tehnoloogia valdkonnas, mis tugineb Rjoub *et al.* (2009) koostatud uurimusele, kus tulenevalt erinevatest majandussektoritest olid sõltuvad tunnused sõltumatutega erinevates seoses. Kuna käesolevas töös kasutatakse ettevõtete tootluste

arvutamisel pideva juurdekasvu meetodit, ei saa kasutada keskmiste väärtuste leidmisel pelgalt aritmeetilise keskmise arvutusloogikat, vaid tuleb lähtuda valemist, kus portfelli, ehk sektorite keskmised tulusused leitakse naturaalloogikamisel portfelli kuuluvate väärtpaberite kaalude ja e astendatud väärtpaberi tootluse korrutiste summana:

$$r_p = \ln(\sum_{i=1}^N w_i e^{r_i}) \quad (4)$$

kus

r_p – portfelli tootlus

w_i – väärtpaberi osakaal kogu portfelist

e – Euleri arv, ligikaudse väärtusega 2,71828

r_i – üksiku väärtpaberi tootlus

Regressioonmudeli koostamiseks tuleb esmalt kontrollida kõikide aegridade statsionaarsust. Ühikjuurt on võimalik tabada Dickey-Fulleri testi abil ning kui statsionaarsust ei esine, saab aegridu muuta 1. järku diferentside abil (Gujarati, Porter 2003). Käesolevas töös leidis autor viis mittestatsionaarset aegrida, mis tuli muuta vastavalt eelkirjeldatud protsessile diferentsserimise näol ning mille tulemuseks oli kõikide muutujate statsionaarsus olulisuse nivool 0,05, tulemused on näha lisades koostatud tabelis (vt lisa 2). Nendeks muutujateks olid: a) tarbija krediidimäära kasv, b) töötusemäära kasv, c) SKP kasvumäär, d) raha pakkumise M1 kasvumäär ja e) tööstussektori kasvumäär.

2.2. Periood ja valim

Autor kasutab oma lõputöös aegridu, mis koosnevad USA aktsiturgudel noteeritud väärtpaberitest ning sama riigi makroökonomilistest muutujatest. Börsiandmed on valitud nädalase sagedusega perioodil 2005 jaanuar kuni 2019 aasta detsembri lõpp Yahoo Finance andmekogust. Kokku teostati andmete päring 147 turuväärtuse järgi sorteeritud (alates suuremast) ettevõttele kolmest erinevast tegevussektorist: a) kommunaalteenused, b) tehnoloogiateenused c) elektrotehnoloogia, kuid aktsiad, mille eluiga ei ulatanud 2005. aasta jaanuarini, eemaldati ning lõplikuks valimiks jäi 35 kommunaalteenuste, 27 tehnoloogiateenuste ja 38 elektrotehnoloogiateenuste börsil noteeritud väärtpaberit (vt lisa 1). Kommunaalteenuste seas omab suurimat turuväärtust NextEra Energy Inc., mis on üks maailma suurimaid taastuvenergia tootjaid (NextEra 2020). Tehnoloogiateenuste

sektorit veavad tuntud nimed nagu Microsoft ja Google. Elektrotehnoloogia valimisse jäi näiteks Apple, General Electrics ja Boeing.

Makroökonomilisi muutujaid valiti esialgsesse mudelisse kokku 11, mille statistilist olulisust testitakse regressioonmudeli abil nelja autori poolt koostatud erisuguse portfelli suhtes. Kuna kõiki muutujaid ei ole võimalik saada nädalase intervalliga, tuli kasutusse võtta lisaks ka kuise ning kvartaalse sagedusega andmed. Kõik baasandmed on viidud kuisele sagedusele ja ühele kujule, ehk iga ajahetke väärtus on kasvu- või langusmäär eelmise ajahetke suhtes.

2.3. Makroökonomilised muutujad

Üheks peamiseks majandust iseloomustavaks näitajaks on SKP tase ja viimase muutust loetakse ka kui majanduskasvu määra. SKP on võrdne kõikide lõpp-produktide väärtusega, mis riigi piires on toodetud. USA näitel St. Louis Föderaalreserv Panga (FRED) andmetel, käesoleva töö perioodi jooksul aastatel 2005-2019, on majanduskasv olnud keskmiselt 1% kvartalis. Muutuja valikut toetavad ka lisaks varasemad uurimused, näiteks Kisman ja Restiyanita kasutasid SKP kasvumäära Indoneesia aktsiaturu uurimisel ning leidsid, et tegemist on statistiliselt olulise näitajaga (Kisman, Restiyanita 2015). Autori andmed on pärit USA majandusanalüüsi büroo (Bureau of Economic Analysis) andmebaasist (BEA, tabel Gross Domestic...), kust oli võimalik alla laadida SKP maht kvartaalse sagedusega. Kuna töös koostatud mudelid on teostatud kuisetel andmetel ja ühel kujul, tuli esmalt aegrida laiendada, kasutades selleks Gretl tarkvara ja koostada aegrida SKP kasvumäärast, mis kalkuleeriti pideva juurdekasvu arvutamise meetodiga (vt valem 3). Tulenevalt regressioonmudeli koostamise kriteeriumist, et aegrida peab olema statsionaarne ehk selle keskmine ja dispersioon ei erine aja jooksul süstemaatiliselt (Gujarati, Porter 2003), teostati Dickey-Fuller test ning SKP puhul oli tegemist mittestatsionaarse aegrega, kuna t-statistiku olulisuse tõenäosus oli 0,317 ehk suurem kui 0,05. Statsionaarsuse saavutamiseks võeti 1. järku diferents, mille tulemusena saadi t-statistiku konstandi ja trendiga olulisuse tõenäosuseks $7,915 \times 10^{-9}$.

Teiseks muutujaks valis bakalauereusetöö autor ekspordi mahu muutuse määra. Kogueksport kujuneb kohalikul turul toodetud või loodud toodete ja teenuste kogumaksumusest, mis on müüdnud riigi piiridest välja poole. Eksporti võib lugeda ka kui eduks teiste konkurentide seas mingis kindlas teenuse- või tootesegmendis. USA omab peamiselt ekspordi defitsiiti, ehk kaupu

ja teenuseid imporditakse rohkem kui eksporditakse. Majandusüksused soovivad enamasti ekspordimäära alati suurendada, kuna eksporditud kauba eest tekivad välisvaluutareservid, mille abil on võimalik turgutada kohalikku valuuta väärtust, ostes näiteks eurode eest USA dollareid. Tulenevalt olulisest majanduslikust tegurist, valis autor muutuja oma valimisse ning kasutas kvartaalseid andmeid OECD andmebaasist (OECD, tabel Main Economic...). Sarnaselt esimesena kirjeldatud muutujale läbiti ka ekspordi andmetega sama protsess, leiti kasvumäärad, laiendati aegridu ning kontrolliti statsionaarsust. Dickey-Fuller testi läbimisel selgus, et t-statistiku olulise tõenäosus on konstandi ja trendiga 0,016, mis tähendab, et statsionaarsus eksisteerib (vt Lisa 2).

Tulenevalt tootmissektori olulisusest, valis autor ühe muutujana ka tootmissektori indeksi, mis kujutab tootmismahutude muutust baasaasta suhtes, käesoleva töö andmete baasiks on 2012, mis tähendab, et kui aastal 2013 on tootmismahut 1% võrra suurem, võrdub indeksi väärtus 101. Käesoleva töö andmed pärinevad Föderaalreservi (FED) süsteemi andmebaasist (FED, tabel Industrial...). Tootmisindekseid arvutatakse igakuiselt ka sektorite põhjal, mis on kasulik info spetsiifiliste valdkondade juhtidele, kuid üldindeks on tähtsaks indikaatoriks investoritele ja majandusteadlastele, kuna teave on kättesaadav lühema perioodi tagant kui näiteks SKP ning muutused tootmissektoris mõjutavad enim majaduse üldist edasiminekut (Kenton 2020). Autor leidis perioodide vahelised protsentuaalsed muutused ning läbis Dickey-Fuller testi, mille tulemuseks saadi 0,7280, ehk statsionaarsuse saavutamiseks võeti muutujast 1. järku diferentsid, saades t-statistiku olulisuse tõenäosuseks $3,889 \times 10^{-6}$ (vt Lisa 2)

Suuresti mõjutab majandustulemusi ka kütuse hind, mistõttu vaadeldakse ühe makroökonomilise näitajana üht kolmest erinevate kütuste hinna alusliigist WTI (West Texas Intermediate), mis pärineb USA-st ning seletab asjaolu, et autor kasutab viimast mitte toornaftat Brent. Aegrea andmed pärinevad IMF andmebaasist (IMF, tabel Primary Commodity...). Kuna tänasel päeval on peaaegu, et iga sektor seotud nafta hinnaga, näeb autor, et hinnamuutused võivad olla aluseks aktsiaturgude tootluste kirjeldamisel. Lisaks toetavad valikut M. Gruber ja E. J. Elton, kes koostasid sarnase uurimuse Jaapani aktsiaturu näitel ja leidsid tootluste määramisel nafta hinna kui statistiliselt olulise muutuja (Elton, Gruber 1988). Dickey-Fuller test koos konstandiga andis tulemuseks $1,038 \times 10^{-17}$ (vt Lisa 2), mis tähendab, et valitud aegrida on statsionaarne ning ei vaja diferentside võtmist.

Tarbija hinnaindeks seletab keskmise ostukorvi maksumuse muutumist teatud baasaasta suhtes ning kuna arvet peetakse alati samade produktide puhul, loetakse hinnamuutust ka kui

infaltsioonimäära, mistõttu eeldas ka autor, et muutuja võiks olla oluline tegur tootluste hindamisel, mida toetab ka varasemalt läbi töötatud kirjandus. Käesolevas töös kasutatakse kuiseid indeksi muutusmäärasid (BEA, tabel Consumer Price Index). Statsionaarsuse testimisel saadi t-statistiku olulisuse tõenäosuseks konstandi ja trendiga $2,181 \times 10^{-14}$, mis kinnitab, et aegrida on sobival kujul ning ei nõua diferentside võtmist (vt Lisa 2).

Oluliseks majanduse tunnuseks võib pidada ka Tarbija krediidimahtu, mis iseloomustab USA elanikkonna laenude ja krediidi kogusummat. Aegrida on autori poolt muudetud perioodilisteks muutusteks ehk kasvumääraks. Näitaja võeti vaatluse alla, kuna viimast võetakse oluliseks muutujaks majandusolukorra iseloomustamisel ning tulenevalt kuisetest andmetest, on see laialt levinud. Majandusteadlased leiavad, et suure krediidimahu puhul usuvad kodanikud oma võimetes maksta laenu tagasi ja kulutavad rohkem, mis kasvatab üldist majandust. Vastupidiselt, kui krediidimaht langeb, peegeldab see kodanike ning majanduse jätkuva stabiilsuse ebakindlust. (Kagan 2020) Aegrea statsionaarsuse testimisel saadi tulemuseks t-statistiku olulisuse tõenäosuseks 0,3464, pärast mida kasutas autor antud muutuja osas 1. järku diferentside võtmist, mis tagas aegrea statsionaarsuse olulisuse tõenäosusega $1,527 \times 10^{-18}$ (vt Lisa 2).

Ettevõtete edukust ning volatiivusust mõjutavad kindalsti ka intressimäärad. Üheks nendest on autori poolt vaatluse alla võetud Föderaalfondi intressimäär, mis on USA turu keskseks määraks ning mille järgi kujunevad paljud teised krediidikulukuse määrad, näiteks pikaajalised- ja kodulaenu, mille kulukus on oluline määramaks kodanike julgust võtta krediiti ning suurendada oma igakuist tarbimist. Nagu eelnevas alapeatükis (vt ptk 4.2.6.) mainitud, mõjutab tarbimise maht suuresti majanduslikku tervikut. Andmed on pärit Föderaalreservi andmebaasist kuise sagedusega (FED, tabel Selected Interest...). Intressimäärade kasutust valimis toetavad ka kõik läbi töötatud varasema kirjanduse autorid. Statsionaarsuse testimisel leiti t-statistiku olulisuse tõenäosuseks $1,044 \times 10^{-12}$, mis sobib regressioonimudeli kriteeriumitega (vt Lisa 2).

Baasintress rakendatakse komertspankade puhul tavaliselt nende kõige suurematele klientidele, kelle majanduslik seisukord on stabiilne ning jätkusuutlik. Baasintress ei sisalda endas riskikoefitsente näiteks ettevõtte krediidivõimekuse koha pealt. (Chen 2019) Samuti on baasintress aluseks paljudele teistele intressimääradele, mistõttu valis autor ka muutuja töö valimisse. Nagu ka eelnevas alapeatükis mainitud, on intressimäärasid kasutatud kõikide eelnevalt läbi töötatud uurimustes. Antud muutuja andmed on pärit sarnaselt eelmisele muutujale FED andmebaasist kuise sagedusega (FED, tabel Selected Interest...). Esialgsel kujul ei olnud aegrida statsionaarne,

kuna t-statistiku olulisuse tõenäosuseks saadi 0,203, kuid pärast 1. järku diferentside võtmist 0,0472, mis on väiksem kui 0,05, ehk aegrida on stacionaarne (vt Lisa 2).

Töötute osakaal ja selle kasv või langus peegeldab hästi ka majanduse üldist seisundit, kuigi üldiselt on tegemist viitajaga muutujaga, mis tähendab, et töötusemäär regeerib majanduse halvenemisele või paranemisele hiljem (Chappelow 2020). Rjoub, Türsoy ja Günsel kasutasid oma uurimuses samuti töötusemäära ning leidsid selle kui statistiliselt olulise muutuja investeeringute tootluste suhtes (Rjoub *et al.* 2009). Käesolevas töös kasutatakse USA töötusemäära kuiseid andmeid perioodil 2005 jaanuar kuni 2019 detsember (BEA, tabel Employ Situation). Kuna töö valim on lai ning töötusemäär on suuresti seotud majandustsüklitega, oli ka see muutuja mittestatsionaarne, t- statistiku väärtuseks $p=0,924$. Pärast 1. järku diferentside võtmist andis viimati nimetatud näitaja väärtuseks 1.194×10^{-18} , millega saame kinnitada stacionaarsuse olemasolu. (vt Lisa 2)

Rahaagregaat M1 koosneb vahenditest, mis on hõlpsasti kättesaadavad ning mida kasutatakse igapäevasteks kulutusteks. Kuna raha mahu muutuste sisse viimise on taga peamiselt majandusolukorrast tulenevad muutused, leidis autor, et M1 mahu muutus võiks olla oluline iseloomustamiseks aktsiaturgude tootlusi. USA Föderaal reservpangad annavad välja statistikat mahtude kohta iganädalaselt, seelst tulenevalt tuli aegrida kitsendada kuisele andmetele, et see ühtiks teiste valimis olevate aegridadega (BEA, tabel Money Stock...). Lisaks kitsendamisele tuli aegrida muuta ka stacionaarseks, kuna enne saadi t-statistiku olulisuse tõenäosuseks $p=0,436$, kuid pärast 1. järku diferentside võtmist saadi sama tunnuse väärtuseks 4.469×10^{-6} , ehk saame kinnitada stacionaarsust (vt Lisa 2).

Valuutakurss iseloomustab USA dollari väärtust Euro suhtes, ehk mitu dollarit on vaja, et soetada üks euro. Käesolevas töös kasutatakse vaadeldaval perioodil valuutakursi kasvumäärasid, mis on arvutatud Föderaalreservi andmebaasist saadavate päevaste valuutakursi väärtustest (BEA, tabel Foreign Exchange...). Kuna esialgsed andmed olid tihedama sagedusega kui töö valimi maht, tuli neid vastavalt koondada, et muuta kasvumäärad kuiseteks. Varasemalt on valuutakurssi kasutanud empiirilistes uurimustes näiteks Rjoub, Türsoy ja Günsel, kes võtsid regressioonimudeli üheks sõltumatuks tunnuseks Türgi Liiri suhet USA dollarisse. Dickey-Fuller testi koostamisel saadi t-statistiku olulisuse tunnuseks $p=1,258 \times 10^{-6}$ ning saame kinnitada, et valuutakursi muutused on aegreana stacionaarsed (vt Lisa 2)

2.4. Regressioonanalüüs

Bakalaureusetöö autor tugineb empiirilise uurimuse koostamisel Ross *et al.* (1980) uurimusele, kus tõestati, et väärtpaberite tootlus on arbitraažhindade teooriale tuginedes makroökonomiliste muutjatega lineaarses seoses. Tulenevalt sellest koostati lineaarne regressioonanalüüs, mis võimaldab luua matemaatilise mudeli kirjeldamiseks tunnuste vahelisi seoseid (Seber, Lee 2012). Käesolevas töös on sõltuvaks muutujaks autori poolt koostatud portfelli tootlused ning sõltumatuteks makroökonomilised näitajad, mille valik on osaliselt teostatud varasema kirjanduse põhjal ning lisatud autori isiklikust loogikast tulenevad muutujad.

Kokku koostatakse neli mudelit, kus sõltuvateks muutujateks on kolme eri tegevusvaldkonda kuuluvate ettevõtete, a) kommunaalteenused, b) elektrotehnoloogia ja c) tehnoloogiateenuste, keskmine tootlusmäär ning lisaks tootlusmäär, mis on arvutatud sektorite keskmisena. Regressioonanalüüsi tulemusena leitakse kõikidele mudelitele eraldi olulised makroökonomilised näitajad, mis võivad mõjutada vastavate portfelli tootlusi. Muutujad nimetatakse statistiliselt oluliseks, kui tema p-väärtus on väiksem kui 0,1 ehk vähemalt oluline nivool 0,1, sellest tulenevata võib pidada muutujaid, mille olulisus on fikseeritud nivool 0,05, paremini seletatavateks.

Statistiliselt oluliste tunnuste fikseerimisele järgneb mudeli üldkuju testimine ning kontrollitakse ökonomeetria testide abil heteroskedastiivsuse ja autokorrelatsiooni mitte-esinemist, selleks kasutatakse vastavalt White-i ja Breusch-Godfrey testi. Lisaks eelnevalt mainitule tuleb kontrollida veel ka jääkliikmete alluvust normaaljaotusele, kuid tulenevalt suurest valimi mahust ei pruugi see test õnnestuda ning seda ei võeta mudeli korrektsuse hindamisel määravaks faktoriks.

Lõplike mudelite hindamisel ja võrdlemisel kasutatakse determinatsioonikordajat R^2 ja Akaike informatsioonikriteeriume. R^2 iseloomustab mudeli kirjeldusvõimet ja näitab, kui suure osa koguhajuvusest moodustab regressioonihajuvus (Gujarati, Porter 2003). Väärtust iseloomustatakse enamasti protsentides ning see kasvab iga statistiliselt olulise muutuja mudelisse lisamisel. Akaike kriteeriumeid (AIC) saab kasutada juhul, kui mudelitel on samad statistiliselt olulised muutujad ning selle rakendamisel lisatakse mudelile rohkem regressoreid kui determinatsioonikordaja puhul. Võrdlemisel eelistatakse väiksema AIC väärtusega mudelit, ehk mida madalam number seda parem seletatavus (Gujarati, Porter 2003).

3. ANALÜÜS JA TULEMUSED

Käesolevas töös koostatakse neli erinevat regressioonimudelit, mis kirjeldavad USA aktsiaturgudel kauplevate väärtpaberite tootluse seost makroökonomiliste muutujatega. Sõltuvateks muutujateks on autori poolt koostatud portfelli tootlused, mis koosnevad kommunaalteenuseid (Utility_return), tehnoloogia teenuseid (TechServ_return) ning elektrotehnoloogia teenuseid ja tooteid (ElecTech_return) pakkuvatest ettevõtetest. Samuti koostati portfell kõigist eelnevalt nimetatud tegevussektoritest (AVG_return).

3.1. Esialgsed mudelid

Kõikide esialgsete mudelite puhul on sõltumatuteks tunnusteks Föderaalfondi intressimäär (d_FEDFUND), baaslaenu intressimäär (d_PRIME), töötusemäär (d_UNEMPLOY) ning SKP (d_GDP_GR), ekspordi mahu (EXP_GR), tootmissektori indeksi (IPI_GR), toornafta hinna (WTI_GR), tarbija hinnaindeksi (CPI_GR), tarbijate krediidimahu (d_ConCredit_GR), rahaagregaadi M1 mahu (d_M1_GR) ja valuutakursi USD/EUR (USDEUR_GR) kasvumäärad. Kuna osaliselt olid aegread mittestatsionaarsed, kasutame nende puhul mudelis 1. järku diferentseeritud tunnuseid.

Kommunaalteenuseid pakkuvatest ettevõtetest koosneva portfelli tootluse ja makronäitajate vahelist seost kirjeldav esialgne mudel on järgmine (vt Lisa 3):

$$\begin{aligned} \text{Utility_return} = & 0,0436 - 1,013\text{CPI_GR} + 0,050\text{EXP_GR} + 0,026\text{WTI_GR} + 0,009\text{d_GDP_GR} - \\ & (0,03781) \quad (0,36610) \quad (0,03297) \quad (0,01179) \quad (0,03751) \\ & 0,241\text{IPI_GR} + 0,110\text{d_ConCredit_GR} + 1,259\text{FEDFUND} - 1,303\text{PRIME_GR} + \\ & (0,25294) \quad (0,09586) \quad (1,17923) \quad (0,03970) \\ & 0,174\text{d_UnEmploy_GR} - 0,031\text{d_M1_GR} + 0,051\text{USDEUR_GR} + \varepsilon \\ & (0,18427) \quad (0,06376) \quad (0,03073) \end{aligned} \quad (5)$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,120$
Valimi maht $t = 179$

kus ε - juhuslik liige

Tehnoloogiateenustest koosneva portfelli esialgne mudeli kuju koos diferentseeritud väärtustega (vt Lisa 4):

$$\begin{aligned} \text{TechServ_return} = & 0,0808 - 1,162\text{CPI_GR} + 0,003\text{EXP_GR} + 0,042\text{WTI_GR} + 0,030\text{d_GDP_GR} \\ & (0,04087) \quad (0,39570) \quad (0,03384) \quad (0,01275) \quad (0,04054) \\ - & 0,124\text{IPI_GR} - 0,035\text{d_ConCredit_GR} - 2,342\text{d_FEDFUND} - 2,431\text{d_PRIME} + \\ & (0,27340) \quad (0,10361) \quad (1,27460) \quad (1,29948) \\ & 0,330\text{d_UNEMPLOY} - 0,053\text{d_M1_GR} + 0,091\text{USDEUR_GR} + \varepsilon \\ & (0,19917) \quad (0,06892) \quad (0,03322) \end{aligned} \quad (6)$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,196$

Valimi maht $t = 179$

Elektrotehnoloogia sektori ettevõtetest koosneva portfelli esialgne mudeli kuju koos diferentseeritud väärtustega (vt Lisa 5):

$$\begin{aligned} \text{ElecTech_return} = & 0,0885 - 1,395\text{CPI_GR} + 0,034\text{EXP_GR} + 0,053\text{WTI_GR} + 0,003\text{d_GDP_GR} \\ & (0,05161) \quad (0,49969) \quad (0,04500) \quad (0,01610) \quad (0,05120) \\ - & 0,287\text{IPI_GR} - 0,058\text{d_ConCredit_GR} + 2,546\text{d_FEDFUND} - 2,680\text{d_PRIME} + \\ & (0,34524) \quad (0,13084) \quad (1,60953) \quad (1,64095) \\ & 0,375\text{d_UNEMPLOY} - 0,090\text{d_M1_GR} + 0,134\text{USDEUR_GR} + \varepsilon \\ & (0,25150) \quad (0,08703) \quad (0,04195) \end{aligned} \quad (7)$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,212$

Valimi maht $t = 179$

Kõikidest eelnevatest sektoritest koosneva portfelli esialgne mudeli kuju koos diferentseeritud väärtustega: (vt Lisa 6):

$$\begin{aligned} \text{AVG_return} = & 0,0798 - 1,187\text{CPI_GR} + 0,034\text{EXP_GR} + 0,040\text{WTI_GR} + 0,012\text{d_GDP_GR} \\ & (0,03806) \quad (0,36852) \quad (0,03319) \quad (0,01187) \quad (0,03776) \\ - & 0,065\text{IPI_GR} - 0,050\text{d_ConCredit_GR} + 2,334\text{d_FEDFUND} - 2,432\text{d_PRIME} + \\ & (0,25462) \quad (0,09649) \quad (1,18705) \quad (1,18705) \\ & 0,295\text{d_UNEMPLOY} - 0,062\text{d_M1_GR} + 0,097\text{USDEUR_GR} + \varepsilon \\ & (0,18549) \quad (0,06419) \quad (0,03094) \end{aligned} \quad (8)$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,224$

Valimi maht $t = 179$

Esiialgselt koostatud mudeleid tuleb korrigeerida, kuna nendes sisaldub statistiliselt mitteolulisi muutujaid, millest tulenevalt ei pruugi statistiliselt olulised muutujad olla koostatud mudelites korrektsete väärtustega.

3.2. Lõplikud mudelid ja testimine

Pärast statistiliselt mitteoluliste tunnuste eemaldamist, sai autor tulemuseks, et kommunaalteenuseid pakkuvate ettevõtete tootlust mõjutavad töö valimist neli muutujat, nende hulgas tarbija hinnaindeksi muutus, mille olulisuse tõenäosus on 0,0005, samuti ekspordi kasvumäär olulisuse tõenäosusega 0,047, toornafta hinna kasvumäär ja Föderaalfondide intressimäär olulisuse tõenäosusega vastavalt 0,0039 ning 0,0329. Lisaks on statistiliselt oluline ka konstant, väärtusega 0,0021, mis tähendab, et kõik eelmainitud tunnused on olulised vähemalt nivool 0,05. Üldiseks mudeli seletusvõimeks on antud muutujate puhul 10,7% ehk selles ulatuses moodustab sõltuva tunnuse koguhajuvusest regressioonhajuvus. Mudeli üldkuju ja andmed on välja toodud Lisas 7.

Tehnoloogiateenuseid pakkuvate ettevõtete tootluse kirjeldamiseks kujunes lisaks konstandile oluliseks viis makroökonomilist muutjat, mille hulka kuulusid sarnaselt eelmisele mudelile tarbija hinnaindeksi kasvumäär, globaalse toornafta hinna kasvumäär ning Föderaalfondide intressimäär olulisuse tõenäosusega vastavalt 0,003, 0,0004 ja 0,079. Lisaks on statistiliselt olulised USA dollari valuutakursi muutus Euro suhtes ja tootmissektori indeksi kasvumäär, mille olulisuse tõenäosused on vastavalt 0,008 ja 0,080. Sellest tulenevalt saame järeldada, et tarbija hinnaindeksi, globaalse toornafta hinna ja valuutakursi kasvumäärad on olulised nivool 0,01 ning tootmissektori indeksi kasvumäär ja Föderaalfondide intressimäärad on statistiliselt olulised nivool 0,1. Mudel koos parameetritega on välja toodud Lisas 8.

Kolmanda ettevõtlussektori – elektrotehnoloogia toodete ja teenustega tegelevate ettevõtete kuiseid aktsia hinnamuutusi mõjutavad statistiliselt olulise regressioonmudeli järgi samuti kogu valimist viis makroökonomilist tegurit, seal hulgas on statistiliselt oluline nivool 0,1 töötuse määr, mille olulisuse tõenäosuseks on 0,073. Ülejäänud neli, tarbija hinnaindeksi, toornafta hinna, valuutakursi kasvumäärad ja Föderaalfondi intressimäär, on olulised nivool 0,05, kuna vastavalt eelnimetatud järjestusele on nende olulisuse tõenäosused 0,017, 0,0002, 0,003 ja 0,035. Kogu

mudeli seletusvõimeks kujunes 18% ning statistilise olulisuse tõenäosuseks $1,75 \times 10^{-6}$. Mudeli kuju ja iseloomustavad tunnused on välja toodud Lisas 9.

Lisaks erldiseisvatele ettevõtlussektoritele, koostas autor portfelli, kuhu on kõik kolm eelmainitud sektorit kokku koondatud ning sõltuvaks tunnuseks on nende tootluste keskmine väärtus. Nimetatud sõltuva muutja mudelis osutus statistiliselt oluliseks kuus makroökonomilist tegurit, millest kaks, ekspordi kasvumäär ja töötusemäär, olulisuse tõenäosusega 0,060 ning 0,085, on olulised nivool 0,1. Ülejäänud neli muutujat on väiksema olulisuse tõenäosusega kui 0,05. Tarbija hinnaindeksi ja toornafta hinna kasvumäära tõenäosused on vastavalt 0,0001 ja 0,0042. Samuti on oluliseks tunnuseks valuutakursi kasvumäär ning Föderaalfondide intressimäärad, vastavalt väärtustega 0,0009 ja 0,0097. Mudeli üldiseks olulisuse tõenäosuseks on $1,6 \times 10^{-7}$ ja determinatsioonikordaja väärtuseks 0,215 ehk seletavaks määraks 21,5%. Mudeli kuju ja iseloomustavad tunnused on välja toodud Lisas 10.

Tulenevalt mudelite küllatki madalatest seletusvõimetest ning sõltumatute muutjate headest parameetritest testitakse kõikide puhul heteroskedastiivsuse ja autokorrelatsiooni puudumist ning kontrollitakse, kas mudelite jääkliikmed vastavad normaaljaotusele.

Käesolevas uuringus kasutatakse heteroskedastiivsuse testimiseks White-i testi, mille nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine. Kommunaalteenuseid pakkuvate ettevõtete mudeli heteroskedastiivsuse testimisel saadi Test-statistiku olulisuse tõenäosuseks $5,9 \times 10^{-14}$ (vt Lisa 11), tehnoloogiateenuste mudelil oli sama tunnuse väärtuseks 0,027 (vt Lisa 12) ning elektrotehnoloogia ja portfelli keskmisel mudelil vastavalt 0,0007 (vt Lisa 13) ja $3,6 \times 10^{-12}$ (vt Lisa 14). Kuna kõik väärtused on väiksemad kui 0,05, tuleb vastu võtta sisukas hüpotees ehk kõikides mudelites esineb heteroskedastiivsus.

Autokorrelatsiooni testimiseks kasutatakse Breusch-Godfrey testi, mille nullhüpoteesiks on autokorrelatsiooni puudumine. Kommunaalteenuste mudeli Test-statistiku LMF olulisuse tõenäosuseks on 0,004, mis on väiksem kui 0,05 ehk esineb autokorrelatsioon (vt Lisa 15). Samuti andis sisuliselt negatiivse tulemuse tehnoloogiateenuste mudel, mille LMF olulisuse tõenäosuseks on 0,001, ehk tuleb vastu võtta sisukas hüpotees (vt Lisa 16). Elektrotehnoloogia ja koondportfell andsid Breusch-Godfrey testi LMF olulisuse tõenäosuseks vastavalt 0,012 (vt Lisa 17) ja 0,009 (vt Lisa 18).

Viimaseks kontrollis autor mudelite jääkliikmete alluvust normaaljaotusele, selleks kasutati Doornik-Hanseni testi, mille nullhüpoteesiks on, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele (Gujarati, Porter 2003). Selgus, et ühegi eelpool koostatud mudeli jääkliikmed normaaljaotusele ei allu, kuna teststatistikule vastavad olulisuse tõenäosused olid kõigil väiksemad kui 0,05. (vt Lisa 19)

Seoses regressioonmudelite testide tulemustega ei saa pidada neid usaldusväärseteks ning seega koostas autor neli uut mudelit. Nagu ka eelpool mainitud, ei ole jääkliikmete normaaljaotusele mitteallumine suurte valimi mahtude puhul üldiselt probleemiks. Küll aga tuleb heteroskedastiivuse olemasolu tõttu kasutada muutujate puhul kohandatud standardvigu, mille rakendamisel arvestatakse heteroskedastiivuse esinemisega (Gujarati, Porter 2003).

Kommunaalteenuste mudelile kohandatud standardvigade lisamine muutis oluliselt ka mudeli üldkuju. Eelnevalt kirjaldatud mudelis oli olulisteks muutujateks neli makroökonomilist näitajat, kuid pärast muudatuste sisse viimist jäid olulisteks ainult tarbija hinnaindeksi ning globaalse toornafta muutuse määrad. Olulisuse tõenäosused on vastavalt $p=0,0205$ ja $p=0,0274$. Lisaks on statistiliselt oluline konstant, tõenäosuse väärtusega $p=0,0003$. Saab väita, et kõik muutujad on olulised nivool 0,05. Lõpliku mudeli kuju on järgmine (vt Lisa 20):

$$\text{Utility_return} = 0,00308 - 0,878 \text{ CPI_GR} + 0,036 \text{ WTI_GR} + \varepsilon$$

(0.00083) (0.37547) (0.01637) (9)

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,061$

Valimi maht $t = 180$

kus ε - juhuslik liige

Kommunaalettevõtete tootlusi kirledab eelnevalt välja toodud mudel makroökonomiliste muutujate näol 6% ulatuses. Mudeli seletusvõime on küll vägagi madal, kuid sellegi poolest tuginedes mudeli parameetritele koefitsentide näol, saab väita, et muutused tarbija hinnaindeksis ehk inflatsioon on tootlustega negatiivses korrelatsioonis ning muutused toornafta hinnakasvus, vastupidiselt, positiivses korrelatsioonis. Mudeli parameetreid võib pidada loogilisteks, kuna tarbija hinnaideksi kasvuga langeb ostujõud, mis mõjutab negatiivses suunas ettevõtete tulemusi. Samale järeldusele on jõudnud oma uurimuses ka S. Sathyanarayana, kes koos oma kaasautoriga uurisid inflatsiooni mõju aktsiaturgude tootlustele erinevate riikide piires ning leidsid negatiivse

korrelatsiooni India, Kanada, Austria, Belgia, Tšiili, Hiina, Prantsusmaa ja Iirimaa suhtes (Sathyanarayana, Gargesa 2018). Nafta olulisust ning korrelatsiooni omadusi võib pidada loogiliseks mõlemat pidi, nii negatiivsel, kui ka positiivsel juhul. Tulenevalt nafta tootmise suurest olulisusest USA majanduses, võib positiivset korrelatsiooni pidada loogiliseks, sest toornafta nõudluse ja hinna kasvuga elavneb ka kogu USA majandus, mis võib pidada paika kommunaalteenustega tegelevate ettevõtete puhul.

Tehnoloogiateenuseid pakkuvate ettevõtete tootluste hindamise mudelile kohandatud standardvigade lisamine muutis mudeli kuju sarnaselt kommunaalteenuste mudeliga. Eelnevast viiest statistiliselt olulisest muutujast jäi uuel hindamisel oluliseks vaid kaks, valuutakursi kasvumäär ning sarnaselt eelmisele toornafta hinna muutusmäär. Mõlemad näitajad on statistiliselt olulised nivool 0,05, sest olulisuse tõenäosused on vastavalt $p=0,004$ ja $p=0,037$ (vt Lisa 21). Lõplik mudeli seletusvõime on ligikaudu 10% ning kuju järgmine (vt Lisa 21):

$$\text{TechServ_return} = 0,00231 - 0,027\text{WTI_GR} + 0,091\text{USDEUR_GR} + \varepsilon$$

$$(0,00077) \quad (0,01314) \quad (0,03181) \quad (10)$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,102$

Valimi maht $t = 180$

Kuna käesolevas töös kasutatakse valuutakursina dollari suhet eurosse ehk mitut dollarit läheb vaja, et saada üks euro. Positiivset korrelatsiooni võib pidada loogiliseks, kuna euro tugevnemine tähendab ka suuremat ostujõudu Euroopast, ehk USA jaoks suuremat ekspordimahtu, mis võib ettevõtete tulemusi tulevikus parandada. Nagu eelnevalt mainitud, mõjutab toornafta hinnamuutus ettevõtteid mõlemat pidi. Antud mudeli puhul võib toornafta hinna kallinemine tõsta ettevõtete jooksvaid kulusid ning selle läbi madalamat kasumit, mistõttu saab pidada negatiivset korrelatsiooni loogiliseks.

Kolmandasse autori poolt koostatud portfelli kuuluvad ettevõtted elektrotehnoloogia sektorist. Erinevalt eelmistest mudelistest, kus pärast kohandatud standardvigade lisamist kaotasid pooled sõltumatud muutujad statistilise olulisuse, muutus antud mudel ainult ühe näitaja võrra ning olulisteks jäid muutujad nagu toornafta hinnamuutus $p=0,008$, valuutakursi muutuse määr $p=0,0002$, tarbija hinnaindeksi kasvumäär $p=0,077$ ning Föderaalpankade intressimäär $p=0,085$. Antud tulemuste põhjal saame väita, et Föderaalpankade intressimäär ja tarbija hinnaindeksi

muutuse määr on olulised nivool 0,1 ning ülejäänud kolm nivool 0,05. Mudeli seletusvõimeks saadi 16,4% ning üldkuju on järgmine (vt Lisa 22):

$$\begin{aligned} \text{ElecTech_return} = & 0,00351 - 1,098\text{CPI_GR} + 0,056\text{WTI_GR} + 0,123\text{USDEUR_GR} + \\ & (0,00148) \quad (0,61835) \quad (0,02131) \quad (0,03250) \\ & + 1,590\text{d_FEDFUND} + \varepsilon \\ & (0,92077) \end{aligned} \tag{11}$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,165$

Valimi maht $t = 179$

Koostatud mudeli sõltumate muutujate koefitsendid on enamjaolt märgiliselt loogilised ning on lahti seletatud eelmistes lõikudes. Küsimusi võib tekitada Föderaalpankade intressimäära positiivne korrelatsioon, kuna enamjaolt tähendab kõrgem intressimäär ka suuremat kulu ning inimeste ostujõu raugemist, mis viib kokkuvõttes ettevõtete tulemuste kehvenemisele. Samas kui intressimäärad kasvavad stabiilselt, on tegemist ka majanduse kasvutrendiga ning seega võib pidada positiivset korrelatsiooni mingil määral loogiliseks.

Viimaseks vaadeldavaks sõltuvaks muutujaks on eelnevatesse tegevussektoritesse kuuluvate ettevõtete keskmine tootlus. Pärast kohandatud standardvigade lisamist jäi mudelisse statistiliselt olulisteks muutujateks tarbija hinnaindeksi kasvumäär olulisuse tõenäosusega $p=0,024$, toornafta hinna kasvumäär $p=0,008$, valuutakursi muutus $p=0,0007$ ja Föderaalfondide intressimäär $p=0,029$. Mudeli seletusvõimeks kujunes 18,6% ning tuginedes eelnevatele parameetritele saame väita, et muutjad on olulised nivool 0,05. Mudeli kuju on järgmine (vt Lisa 23):

$$\begin{aligned} \text{AVG_return} = & 0,00323 - 0,982\text{CPI_GR} + 0,045\text{WTI_GR} + 0,087\text{USDEUR_GR} + \\ & (0,00100) \quad (0,43332) \quad (0,01707) \quad (0,02549) \\ & + 1,551\text{d_FEDFUND} + \varepsilon \\ & (0,70878) \end{aligned} \tag{12}$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,186$

Valimi maht $t = 179$

Lõplikke mudelite puhul kontrollib autor autokorrelatsiooni puudumist, kasutades selleks Breusch-Godfrey testi ning jääkliikmete alluvust normaaljaotusele Doornik-Hanseni testi abil, Koondülevaade on välja toodud Tabelis 1. Kommunaalteenustest koosneva mudeli puhul on LMF test-statistiku olulisuse tõenäosuseks $p=0,175$, ehk saab vastu võtta nullhüpoteesi. Jääkliikmete normaaljaotuse kontrollimisel saadi test-statistiku olulisuse tõenäosuseks $p=5,7 \times 10^{-13}$, mis on väiksem kui 0,05 ehk jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Tehnoloogiateenuste mudeli puhul, sarnaselt eelmisele, ei esine autokorrelatsiooni, kuna test-statistiku olulisuse tõenäosus on $p=0,120$ ning jääkliikmed ei allu normaaljaotusele $p=0,0007$. Testid on välja toodud vastavalt lisas 26 ja 27. Probleemsemateks kujunesid elektrotehnoloogia ja sektorite keskmiste tootluste regressioonmudelid, kuna mõlemad sisaldavad autokorrelatsiooni. Test-statistiku olulisuse tõenäosused on vastavalt $p=0,028$ ja $p=0,009$. Testid on välja toodud lisades 28 ja 29. Samuti ei allunud kummagi mudeli jääkliikmed normaaljaotusele, sest test-statistiku väärtus elektrotehnoloogia mudeli puhul on $p=0,0001$. ja keskmiste tootluste mudeli puhul $p=8,04 \times 10^{-9}$.

3.2. Järeldused ja ettepanekud

Tabel 1. Lõplikute mudeli kujud ning testide tulemused

Sõltuv muutuja	Utility_Return	TechServ_return	ElecTech_return	AVG_return
Konstant	0,00309 (0,00083)	0,00231 (0,00077)	0,00351 (0,00148)	0,00323 (0,00100)
CPI_GR	-0,878 (0,3755)	-	-1,098 (0,61835)	-0,982 (0,43332)
WTI_GR	0,036 (0,01638)	-0,027 (0,01314)	0,056 (0,02131)	0,045 (0,01707)
USDEUR_GR	-	0,091 (0,03181)	0,123 (0,03250)	0,087 (0,02549)
d_FEDFUND	-	-	1,590 (0,92077)	1,551 (0,70878)
R ²	0,061	0,102	0,165	0,186
Breusch-Godfrey p-väärtus	0,175	0,120	0,028	0,009
Doornik-Hansen p-väärtus	$5,7 \times 10^{-13}$	0,0007	0,0001	$8,04 \times 10^{-9}$

Allikas: autori koostatud, Gretl ökonomeetriapaketi abil

Tuginedes lõplikute mudelite testide tulemustele, saab kinnitada, et neljast mudelist kaks on usaldusväärsed ning nende alusel saab teha järeldusi. Kahes viimases mudelis, mille sõltuvaks muutujaks on elektrotehnoloogia sektorisse kuuluvate ettevõtete tootluse määr ning kõikide sektroite keskmine tootluse määr, esines autokorrelatsioon. Seega kasutab bakalaureusetöö autor järelduste tegemisel kommunaal – ja tehnoloogiateenuste mudeleid.

Eelnevalt mainitud mudelite tulemusena, saab järeldada, et makroökonomillistest näitajatest osutus statistiliselt olulisteks tarbija hinnaindeksi kasvumäär ehk inflatsioon, toornafta hinna kasvumäär ning valuutakursi muutus protsentides Euro suhtes. Kuna vaadeldavates mudelites on olulised erinevad muutujad, saab kinnitada, et H1: Kõik ettevõtlussektori ei sõltu samadest makroökonomilistest muutujatest; on vastu võetud, mida toetab ka Rjoub *et al.* (2009) koostatud uurimus.

Kommunaalteenuseid pakkuvate ettevõtete tootlustega on positiivses seoses toornafta hinna muutusmäär ning negatiivses tarbija hinnaindeksi kasvumäär. Sellest tulenevalt saab kinnitada, et H2: Tarbija hinnaindeksi kasvumäär on väärtpaberite tootlustega negatiivses seoses; on tõestatud. Inflatsiooni negatiivset seost toetab varsemast kirjandusest Benakovic *et al.* (2010), kes koostasid sarnase uurimuse Horvaatia turu näitel.

Tehnoloogiateenuste tootlustega on makroökonomilistest muutujatest positiivses seoses valuutakursi muutuse määr Euro suhtes, millega saab kinnitada, et H3: USA dollari kasvumäär Euro suhtes on väärtpaberite tootlustega positiivses seoses; osaliselt kinnitada, kuna kommunaalteenuste mudelis ei osutunud valuutakursi muutuse määr statistiliselt oluliseks. Positiivset seost toetavad ka varasematest töödest Amtiran *et al.* (2017) koostatud uurimus. Negatiivses seoses on aktsiate tootlusega vastupidiselt eelmisele mudelile, toornafta hinna kasvumäär. Märkiline erinevus kahe mudeli puhul on autori arvates loogiline, kuna kommunaalteenuste puhul on enamasti võimalik kulude kasv kajastada ka lõppkliendi arvel, mis tähendab suuremat tulu. Lisaks, kuulub eelnevalt mainitud sektorisse ettevõtteid, millel tütarettevõtted tegelevad maagaasi tarnimisega ning toornafta hinnatase on viimasega positiivses korrelatsioonis. Seevastu tehnoloogiasektoris seostub toornafta hinna kallinemine ainult kulude suurenemisega.

Tulenevalt mudelite lõplikest kujudest, saame kinnitada, et H4: SKP kasvumäär on väärtpaberite tootlustega positiivses seoses; on ümber lükatud, kuna muutuja ei osutunud oluliseks mitte üheski

autori poolt koostatud mudelis. Samuti saab järeldada, et mõningad makroökonomilised muutjad on küll seoses aktsiate tootlustega, kuid tuginedes mudelite determinatsioonikordajatele, mis kommunaalteenuste mudeli puhul on $R^2 = 6,1\%$ ja tehnoloogiateenuste puhul $R^2 = 10,1\%$, saab kinnitada, et suur osa tootluste kujunemisel on seletamata.

Bakalaureusetöö autor leiab, et antud teemat ning koostatud regressioonmudeleid tasub edasi uurida ning soovitab edaspidistes töödes kasutada muutujatele viitaegade lisamist, vältimaks autokorrelatsiooni tekkimist ning samuti tasuks mudeleid hinnata erinevatel ajaperioodidel.

KOKKUVÕTE

Käesolevas töös teostati empiiriline uurimus, mille abil leiti seoseid makroökonomiliste muutajate ning autori poolt valitud USA väärtpaberiturgudel noteeritud ettevõtete tootluste vahel, kusjuures vaadeldavaks perioodiks oli 1. jaanuar 2005 kuni 31. detsember 2019. Töö tulemused vastavad püstitatud uurimisküsimustele:

1. Kas makroökonomiliste muutujate ning aktsiate tootluste vahel esineb statistiliselt oluline seos?
2. Millised makroökonomilised näitajad mõjutavad kõige enam väärtpaberite tootlust?
3. Kas erinevad ettevõtlussektorid on mõjutatud erinevate makroökonomiliste muutujate poolt?

Bakalaureusetöö autor koostas regressioonanalüüside läbi viimiseks neli erinevat portfelli, et teha järeldusi ka ettevõtlussektorite põhiselt. Portfellid koosnesid vastavalt kommunaal- ja tehnoloogiateenuseid pakkuvatest ettevõtetest ning elektrotehnoloogia sektorisse kuuluvatest aktsiatest. Lisaks, koostati koondportfell, mis sisaldas kõiki eelmainitud tegevussektoreid ning Lisas 1 välja toodud ettevõtteid. Kokku teostati andmete päring 147 turuväärtuse järgi sorteeritud (alates suuremast) ettevõttele, kuid aktsiad, mis olid börsil noteeritud hiljem kui 1. jaanuar 2005, eemaldati ning lõplikuks valimiks jäi 35 kommunaalteenuste, 27 tehnoloogiateenuste ja 38 elektrotehnoloogiateenuste börsil noteeritud väärtpaberit.

Regressioonanalüüsi koostamiseks teostati kõikidele mudeli muutjatele statsionaarsuse test Dickey-Fuller testi näol, mille abil leiti, et tarbija krediidimahu, tootmissektori hinnaindeksi, töötuse määra, Föderaalreservi intressimäära, baasintressimäära, SKP kasvumäära ja rahaagregaadi M1 muutuse määra aegread ei olnud statsionaarsed, mistõttu võeti nendest aegridadest 1. järku diferentsid. Mudelite puhul kontrolliti ka autokorrelatsiooni, heteroskedastiivsuse puudumist ning jääkliikmete alluvust normaaljaotusele. Testide tulemusena sai autor pidada usaldusväärseteks mudeleid, milles ühes oli sõltuvaks muutujaks

kommunaalteenuseid pakkuvate ettevõtete tootlused ning teises, tehnoloogiateenuseid pakkuvate ettevõtete tootlused.

Käesolevas töös jõudis autor järeldustele, et makroökonomilised muutujad mõjutavad ettevõtete tootlusi vähesel määral, kuna koostatud mudelite regressioonhajuvusest oli suurema osa seletamata. Lisaks sai kinitust hüpotees, et kõik ettevõtlussektorid ei sõltu samadest makroökonomilistest muutujatest. Kommunaalteenuste tootlusi mõjutab positiivse seosena toornafta hinna muutusmäär, mida võib pidada antud sektori puhul loogiliseks, sest enamasti on võimalik kulude kasv toornafta hinna näol kajastada ka lõppkliendi arvel, mis tähendab suuremat tulu. Samuti mõjutab toornafta hinna kallinemine positiivselt kogu USA majandust ning võib seetõttu mõjuda positiivselt ka ülejäänud tegevussektoritele. Negatiivse seosena mõjub kommunaalteenuseid pakkuvate ettevõtete tootlusele tarbija hinnaindeksi kasvumäär, mis mõjutab ka üldiselt inimeste ostujõudu ning tulemust saab pidada loogiliseks.

Tehnoloogiateenuste mudel kinnitab valuutakursi positiivset seost aktsia tootlustega, mis on tingitud tõenäoliselt Euroopa ostujõu ning selle tõttu ka USA ekspordi suurenemisest. Vastupidiselt kommunaalsektori tootlustele, on toornafta hinna muutusmäär tehnoloogiateenuste tootlustega negatiivses seoses, mida võib seletada opereerimiskulude suurenemisega.

Bakalaureusetöö autor kinnitab tuginedes toestatud analüüsile, et makroökonomilised muutujad mõjutavad aktsiate tootlust, kuid soovib käesolevat teemat selguse huvides uurida eri perioodidel, näiteks enne ja pärast majanduskriisi ning samuti jätkata ettevõtlussektorite põhiselt.

SUMMARY

IMPACT OF MACROECONOMIC VARIABLES ON THE YIELDS OF COMPANIES LISTED ON THE US STOCK MARKETS

Kaur Lauer

In the present thesis, an empirical study was performed to find relationships between macroeconomic variables and the returns of companies listed on the US securities markets selected by the author, with the reference period 1. January 2005 to 31. December 2019. The results of the work correspond to the following research questions:

1. Is there a statistically significant relationship between macroeconomic variables and stock returns?
2. Which macroeconomic indicators have the strongest impact on securities returns?
3. Are different business sectors affected by different macroeconomic variables?

The author of the bachelor's thesis compiled four different portfolios for regression analyzes in order to draw conclusions based on business sectors as well. The portfolios consisted of utility and technology and also equities in the electrical technology sector, respectively. In addition, a consolidated portfolio was compiled, which included all the aforementioned sectors which companies are listed in Appendix 1. A total of 147 companies sorted by market value (starting from the largest) were queried for data, but shares listed on the stock exchange later than 1. January 2005 were removed, leaving 35 utilities, 27 technology services and 38 electrical technology services listed as the final sample.

For the regression analysis, each variable were subjected to a stationary test in the form of the Dickey-Fuller test, which found that time series of consumer credit volume, production index, unemployment rate, Federal Reserve interest rate, prime interest rate, GDP growth rate were not stationary and first differences of time series were taken. In the case of the models, autocorrelation,

lack of heteroskedasticity and residuals' normal distribution were also checked. As a result of the tests, the author was able to consider trustworthy models, in one the returns of utility companies and in the other, the returns of technology companies were selected as the dependent variable.

In the present thesis, the author concluded that macroeconomic variables have a small effect on firms' returns, as most of the regression variance of the constructed models was unexplained. In addition, the hypothesis that not all business sectors depend on the same macroeconomic variables was confirmed. Utility yields are positively affected by the rate of change in the price of crude oil, which can be considered logical in this sector, as in most cases it is possible to reflect the increase in costs of crude oil prices at the expense of final customers. The rise in the price of crude oil will also have a positive effect on the entire US economy and may therefore have a positive effect on other operating sectors. The growth rate of the consumer price index has a negative effect on the performance of utility companies, which also affects people's purchasing power in general, and the result can be considered logical.

The technology services model confirms the positive relationship between the exchange rate and stock returns, which is likely to be due to an increase in European purchasing power and, as a result, US exports. In contrast to the utilities sector, the rate of change in the price of crude oil is in negative relationship with the yields of technology services, which can be explained by the increase in operating costs.

Based on a analysis carried out, the author of the bachelor's thesis confirms that macroeconomic variables affect stock returns, but recommends for later studies to analyse this topic in different periods, such as before and after the economic crisis, and also to continue on a business sector basis.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Amtiran, P.Y., Indiasuti, R., Nidar, S.R., Masyita, D., 2017. Macroeconomic Factors And Stock Returns In APT Framework. *International Journal of Economics & Management*, 11.
- Benaković, D., Posedel, P., 2010. Do macroeconomic factors matter for stock returns? Evidence from estimating a multifactor model on the Croatian market. *Business systems research journal: international journal of the Society for Advancing Business & Information Technology (BIT)*, 1(1-2), 39-46.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (2020). G.17: Industrial Production and Capacity Utilization [Online]. Kättesaadav: <https://www.federalreserve.gov/data.htm>, 5. mai 2020.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (2020). G.19: Consumer Credit [Online]. Kättesaadav: <https://www.federalreserve.gov/data.htm>, 5. mai 2020.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (2020). H.10: Foreign Exchange Rates [Online]. Kättesaadav: <https://www.federalreserve.gov/data.htm>, 5. mai 2020.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (2020). H.15: Selected Interest Rates [Online]. Kättesaadav: <https://www.federalreserve.gov/data.htm>, 5. mai 2020.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (2020). H.6: Money Stock Measures [Online]. Kättesaadav: <https://www.federalreserve.gov/data.htm>, 5. mai 2020.
- Marcus, A.J., Bodie, Z., Kane, A., 2002. *Investments*. McGraw Hill.
- Bower, D.H., Bower, R.S., Logue, D.E., 1984. Arbitrage pricing theory and utility stock returns. *The Journal of Finance*, 39(4), 1041-1054.
- Bureau of Economic Analysis (2020). Consumer Price Index [Online]. Kättesaadav: <https://www.bea.gov/data>, 5. mai 2020.
- Bureau of Economic Analysis (2020). Employment Situation [Online]. Kättesaadav: <https://www.bea.gov/data>, 5. mai 2020.
- Bureau of Economic Analysis (2020). Gross Domestic Product [Online]. Kättesaadav: <https://www.bea.gov/data>, 5. mai 2020.
- Cagnetti, A., 2002. Capital asset pricing model and arbitrage pricing theory in the Italian stock market: an empirical study.

- Chan, K.C., Chen, N.F., Hsieh, D.A., 1985. An exploratory investigation of the firm size effect. *Journal of Financial Economics*, 14(3), 451-471.
- Chappelow, J. Investopedia. Unemployment Rate. Kättesaadav: <https://www.investopedia.com/terms/u/unemploymentrate.asp>, 1. veebruar 2020.
- Chen, J. Investopedia. What is Prime rate?. Kättesaadav: <https://www.investopedia.com/terms/p/primerate.asp>, 9. oktoober 2019.
- Chen, N.F., 1983. Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing. *The Journal of Finance*, 38(5), 1393-1414.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D., 2005. *Quantitative financial economics: stocks, bonds and foreign exchange*. John Wiley & Sons.
- Dybvig, P.H., Ross, S.A., 1989. Arbitrage. In *Finance* (57-71).
- Elton, E.J., Gruber, M.J., 1988. A multi-index risk model of the Japanese stock market. *Japan and the World Economy*, 1(1), 21-44.
- Elton, E.J., Gruber, M.J., Mei, J., 1994. *Cost of capital using arbitrage pricing theory: A case study of nine New York utilities*. Blackwell.
- Gujarati, D.N. and Porter, D.C., 2003. *Basic econometrics* (ed.). New York: McGraw-Hill.
- International Monetary Fund (2020). Primary Commodity Prices [Online]. Kättesaadav: <https://www.imf.org/en/Data>, 5. mai 2020.
- Kagan, J. Investopedia. Consumer Credit. Kättesaadav: <https://www.investopedia.com/terms/c/consumercredit.asp>, 2. mai 2020.
- Kenton, W. Investopedia. Industrial Production Index (IPI). Kättesaadav: <https://www.investopedia.com/terms/i/ipi.asp>, 17. aprill 2020.
- Kisman, Z., Restiyanita, S., 2015. The Validity of Capital Asset Pricing Model (CAPM) and Arbitrage Pricing Theory (APT) in Predicting the Return of Stocks in Indonesia Stock Exchange. *American Journal of Economics, Finance and Management*, 1(3), 184-189.
- NextEra Energy Inc. Kättesaadav: <http://www.nexteraenergy.com/company/work.html>, 30. aprill 2020.
- OECD (2020). Main Economic Indicators [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/>, 5. mai 2020.
- Reinganum, M.R., 1981. The arbitrage pricing theory: Some empirical results. *The Journal of Finance*, 36(2), 313-321.
- Rjoub, H., Türsoy, T., Günsel, N., 2009. The effects of macroeconomic factors on stock returns: Istanbul Stock Market. *Studies in Economics and Finance*.

Roll, R., Ross, S.A., 1980. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *The Journal of Finance*, 35(5), 1073-1103.

Sathyanarayana, S., Gargesa, S., 2018. An Analytical Study of the Effect of Inflation on Stock Market Returns. *IRA-International Journal of Management & Social Sciences* 13(2), 48-64.

Seber, G.A., Lee, A.J., 2012. *Linear regression analysis* (Vol. 329). John Wiley & Sons.

LISAD

Lisa 1. Ettevõtete nimekiri

Jrk nr	Ettevõtted sektorite kaupa		
	portfell 1 kommunalteenused	Portfell 2 tehnoloogiateenused	portfell 3 elektrotehnoloogia
1.	NextEra Energy Inc.	Microsoft Corp.	Apple Inc
2.	Dominion Energy Inc.	Alphabet Inc.	Intel Corp
3.	Duke Energy Corp.	Cisco Systems Inc	NVIDIA Corp
4.	Southern Co.	Oracle Corp	Lockheed Martin Corp
5.	Sempra Energy	Adobe Inc	Texas Instruments Inc
6.	Exelon Corp	Salesforce.com Inc	Qualcomm Inc
7.	Xcel Energy Inc.	SAP SE ADR	Boeing Co
8.	WEC Energy Group Inc.	Accenture PLC	Advanced Micro Devices Inc
9.	Eversource Energy	International Business Machines Corp.	General Electric Co
10.	Consolidated Edison Inc.	Fidelity National Information Services Inc	Raytheon Technologies Corp
11.	Public Service Enterprise Group Inc.	Fiserv Inc	Northrop Grumman Corp
12.	FirstEnergy Corp.	Intuit Inc.	Micron Technology Inc
13.	Edison International	Automatic Data Processing Inc	L3Harris Technologies Inc
14.	Entergy Corp.	Global Payments Inc	Analog Devices Inc
15.	PPL Corp	Autodesk Inc	Lam Research Corp
16.	Ameren Corp	Cognizant Technology Solutions Corp	General Dynamics Corp
17.	CMS Energy Corp	VeriSign Inc	Roper Technologies Inc
18.	Atmos Energy Corp	CoStar Group Inc	KLA Corp
19.	Evergy Inc	Synopsys Inc	Amphenol Corp.
20.	Alliant Energy Corp	Cadence Design Systems Inc	Motorola Solutions Inc
21.	Essential Utilities Inc	Ansys Inc	Telefon AB L.M. Ericsson ADR
22.	NiSource Inc	Cerner Corp	STMicroelectronics N.V.
23.	AES Corp	IAC/InterActiveCorp	HP Inc
24.	Pinnacle West Capital Corp	Citrix Systems Inc	Xilinx Inc
25.	UGI Corp	CGI Inc.	Microchip Technology Inc

Lisa 1 järg

26.	OGE Energy Corp	Wipro Ltd	Marvell Technology Group Ltd
27.	PG&E Corp	Akamai Technologies Inc	Skyworks Solutions Inc
28.	IDACORP Inc.		Corning Inc
29.	MDU Resources Group Inc.		Garmin Ltd
30.	Hawaiian Electric Industries Inc		Maxim Integrated Products Inc
31.	Southwest Gas Holdings Inc		Western Digital Corp
32.	Black Hills Corp		Seagate Technology PLC
33.	Spire Inc.		Zebra Technologies Corp
34.	New Jersey Resources Corp.		Teledyne Technologies Inc
35.	PNM Resources Inc.		Heico Corp
36.			Teradyne Inc
37.			NetApp Inc
38.			Cognex Corp

Allikas: autori koostatud

Lisa 2. Ühikjuure test

Dickey-Fuller Test		
USDEUR_GR		väärtus
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-1.24282
	test statistik	-5.56216
	asümptootline p-väärtus	1.258×10^{-6}
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0.006
	viitega differentiaalid	F(8, 161) = 2.092
d_ConCredit_GR		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-7.28459
	test statistik	-9.66976
	asümptootline p-väärtus	1.527×10^{-18}
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0.040
	viitega differentiaalid	14.895
d_IndProduct_GR		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-2.3501
	test statistik	-5.8165
	asümptootline p-väärtus	1.226×10^{-8}
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0.008
	viitega differentiaalid	F(5, 167) = 8.890
CPI_GR		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0.656182
	test statistik	-8.52252
	asümptootline p-väärtus	1.386×10^{-14}
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0.001
d_UNEMPLOY		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-18.6904
	test statistik	-9.82634
	asümptootline p-väärtus	1.194×10^{-18}
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0.017
	viitega differentiaalid	F(12, 152) = 14.783
d_FEDFUND		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0.58663
	test statistik	-8.57529
	asümptootline p-väärtus	1.044×10^{-12}
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0.027

Lisa 2 järg

Dickey-Fuller Test		
EXP GR		väärtus
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0.203731
	test statistik	-3.28033
	asümptootiline p-väärtus	0.01581
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0.014
	viitega differentsiaalid	F(9, 159) = 3.123
d GDP GR		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-2.96264
	test statistik	-6.47556
	asümptootiline p-väärtus	7.915×10^{-9}
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0.000
	viitega differentsiaalid	F(11, 154) = 286.191
Brent GR		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0.802251
	test statistik	-10.9357
	asümptootiline p-väärtus	1.038×10^{-17}
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0.016
d M1 GR		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-13.7758
	test statistik	-5.31317
	asümptootiline p-väärtus	4.469×10^{-6}
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0.003
	viitega differentsiaalid	F(13, 150) = 41.279
d PRIME		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0.0150852
	test statistik	-2.88388
	asümptootiline p-väärtus	0.04723
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0.006
	viitega differentsiaalid	F(10, 157) = 15.355
Utility return		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-1.19676
	test statistik	-16.3043
	asümptootiline p-väärtus	1.899×10^{-24}

	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0.019

Lisa 2 järg

Dickey-Fuller Test		
TechServ_return		väärtus
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-1.03907
	test statistik	-13.8437
	asümptootline p-väärtus	2.008 x 10 ⁻²²
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0.002
ElecTech_return		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-0.976588
	test statistik	-5.81578
	asümptootline p-väärtus	3.281 x 10 ⁻⁷
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	-0.004
	viitega differentsiaalid	F(5, 167) = 2.015
AVG_return		
	test konstandiga	
	(a-1) eeldatav väärtus	-1.02841
	test statistik	-13.6787
	asümptootline p-väärtus	3.23 x 10 ⁻²³
	1. järgu autokorrelatsiooni koefitsient	0.000

Allikas: Autori koostatud, Gretl ökonomeetriapakett

Lisa 3. Esialgne OLS mudel – kommunaalteenused

Utility_FIRST: OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: Utility_return

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0435993	0.0378154	1.153	0.2506	
CPI_GR	-1.01308	0.366101	-2.767	0.0063	***
EXP_GR	0.0503169	0.0329736	1.526	0.1289	
WTI_GR	0.0255770	0.0117984	2.168	0.0316	**
d_GDP_GR	0.00853244	0.0375142	0.2274	0.8204	
IPI_GR	0.240767	0.252947	0.9518	0.3426	
d_ConCredit_GR	0.110253	0.0958621	1.150	0.2517	

d_M1_GR	-0.0311670	0.0637681	-0.4888	0.6257	
USDEUR_GR	0.0510865	0.0307363	1.662	0.0984	*
d_FEDFUND	1.25990	1.17923	1.068	0.2869	
d_PRIME	-1.30325	1.20226	-1.084	0.2799	
d_UNEMPLOY	0.174388	0.184270	0.9464	0.3453	
IndProduct_GR	-0.220140	0.237895	-0.9254	0.3561	
Mean dependent var	0.001604	S.D. dependent var	0.010750		
Sum squared resid	0.018095	S.E. of regression	0.010441		
R-squared	0.120273	Adjusted R-squared	0.056678		
F(12, 166)	1.891243	P-value(F)	0.038640		
Log-likelihood	569.3636	Akaike criterion	-1112.727		
Schwarz criterion	-1071.291	Hannan-Quinn	-1095.925		
rho	-0.232685	Durbin-Watson	2.458743		

Lisa 4. Esialgne OLS mudel – tehnoloogiateenused

TechServ_FIRST: OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: TechServ_return

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0808020	0.0408735	1.977	0.0497	**
CPI_GR	-1.16240	0.395707	-2.938	0.0038	***
EXP_GR	0.00322357	0.0356401	0.09045	0.9280	
WTI_GR	0.0424276	0.0127525	3.327	0.0011	***
d_GDP_GR	0.0301959	0.0405479	0.7447	0.4575	
IPI_GR	-0.123942	0.273402	-0.4533	0.6509	
d_ConCredit_GR	-0.0305996	0.103614	-0.2953	0.7681	
d_M1_GR	-0.0534649	0.0689249	-0.7757	0.4390	
USDEUR_GR	0.0919612	0.0332219	2.768	0.0063	***
d_FEDFUND	2.34207	1.27460	1.837	0.0679	*
d_PRIME	-2.43179	1.29948	-1.871	0.0631	*
d_UNEMPLOY	0.330923	0.199172	1.661	0.0985	*
IndProduct_GR	0.295293	0.257133	1.148	0.2525	
Mean dependent var	0.002373	S.D. dependent var	0.012150		
Sum squared resid	0.021140	S.E. of regression	0.011285		
R-squared	0.195508	Adjusted R-squared	0.137352		
F(12, 166)	3.361784	P-value(F)	0.000209		
Log-likelihood	555.4437	Akaike criterion	-1084.887		
Schwarz criterion	-1043.451	Hannan-Quinn	-1068.085		
rho	-0.235717	Durbin-Watson	2.471254		

Lisa 5. Esialgne OLS mudel – elektrotehnoloogia

ElecTech_FIRST: OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: ElecTech_return

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0885263	0.0516141	1.715	0.0882	*
CPI_GR	-1.39533	0.499690	-2.792	0.0058	***
EXP_GR	0.0341877	0.0450055	0.7596	0.4486	
WTI_GR	0.0533576	0.0161036	3.313	0.0011	***
d_GDP_GR	0.00321166	0.0512029	0.06272	0.9501	
IPI_GR	-0.287095	0.345246	-0.8316	0.4068	
d_ConCredit_GR	0.0587538	0.130842	0.4490	0.6540	
d_M1_GR	-0.0902877	0.0870367	-1.037	0.3011	
USDEUR_GR	0.134830	0.0419518	3.214	0.0016	***
d_FEDFUND	2.54650	1.60953	1.582	0.1155	
d_PRIME	-2.68062	1.64095	-1.634	0.1042	
d_UNEMPLOY	0.375111	0.251509	1.491	0.1377	
IndProduct_GR	0.401432	0.324702	1.236	0.2181	
Mean dependent var	0.001680	S.D. dependent var		0.015504	
Sum squared resid	0.033711	S.E. of regression		0.014250	
R-squared	0.212126	Adjusted R-squared		0.155171	
F(12, 166)	3.724456	P-value(F)		0.000054	
Log-likelihood	513.6806	Akaike criterion		-1001.361	
Schwarz criterion	-959.9253	Hannan-Quinn		-984.5593	
rho	-0.197668	Durbin-Watson		2.393773	

Lisa 6. Esialgne OLS mudel – kõik sektorid

AVG_FIRST: OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: AVG_return

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0798320	0.0380661	2.097	0.0375	**
CPI_GR	-1.18733	0.368528	-3.222	0.0015	***
EXP_GR	0.0343610	0.0331922	1.035	0.3021	
WTI_GR	0.0406350	0.0118766	3.421	0.0008	***
d_GDP_GR	0.0125876	0.0377629	0.3333	0.7393	
IPI_GR	-0.0653113	0.254624	-0.2565	0.7979	
d_ConCredit_GR	0.0508418	0.0964976	0.5269	0.5990	
d_M1_GR	-0.0622719	0.0641908	-0.9701	0.3334	

USDEUR_GR	0.0974768	0.0309401	3.151	0.0019	***
d_FEDFUND	2.33444	1.18705	1.967	0.0509	*
d_PRIME	-2.43227	1.21023	-2.010	0.0461	**
d_UNEMPLOY	0.295789	0.185492	1.595	0.1127	
IndProduct_GR	0.166379	0.239472	0.6948	0.4882	
Mean dependent var	0.001583	S.D. dependent var		0.011522	
Sum squared resid	0.018336	S.E. of regression		0.010510	
R-squared	0.224061	Adjusted R-squared		0.167969	
F(12, 166)	3.994527	P-value(F)		0.000020	
Log-likelihood	568.1808	Akaike criterion		-1110.362	
Schwarz criterion	-1068.926	Hannan-Quinn		-1093.560	
rho	-0.226158	Durbin-Watson		2.449656	

Lisa 7. Statistilisel oluline mudel – konnaalteenused

Utility 2: OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: Utility_return

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00294972	0.000946786	3.116	0.0021	***
CPI_GR	-1.17848	0.332480	-3.544	0.0005	***
EXP_GR	0.0545860	0.0272844	2.001	0.0470	**
WTI_GR	0.0322290	0.0110158	2.926	0.0039	***
d_FEDFUND	1.18244	0.549797	2.151	0.0329	**
Mean dependent var	0.001604	S.D. dependent var		0.010750	
Sum squared resid	0.018353	S.E. of regression		0.010270	
R-squared	0.107742	Adjusted R-squared		0.087231	
F(4, 174)	5.252736	P-value(F)		0.000511	
Log-likelihood	568.0978	Akaike criterion		-1126.196	
Schwarz criterion	-1110.259	Hannan-Quinn		-1119.733	
rho	-0.254746	Durbin-Watson		2.504575	

White's test for heteroskedasticity –

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 94.256

with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 94.256) = 5.92378e-014$

LM test for autocorrelation up to order 12 –

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 2.52506

with p-value = $P(F(12, 162) > 2.52506) = 0.00449063$

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 55.8619

with p-value = $7.40876e-013$

Lisa 8. Statistilist oluline mudel – tehnoloogia teenused

TechServ 2: OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
 Dependent variable: TechServ_return

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00405803	0.00102099	3.975	0.0001	***
CPI_GR	-1.05438	0.351617	-2.999	0.0031	***
WTI_GR	0.0447186	0.0123052	3.634	0.0004	***
USDEUR_GR	0.0876045	0.0326375	2.684	0.0080	***
IndProduct_GR	0.201686	0.114679	1.759	0.0804	*
d_FEDFUND	1.08679	0.615344	1.766	0.0791	*
Mean dependent var	0.002373	S.D. dependent var	0.012150		
Sum squared resid	0.021835	S.E. of regression	0.011235		
R-squared	0.169062	Adjusted R-squared	0.145047		
F(5, 173)	7.039698	P-value(F)	5.15e-06		
Log-likelihood	552.5489	Akaike criterion	-1093.098		
Schwarz criterion	-1073.973	Hannan-Quinn	-1085.343		
rho	-0.243358	Durbin-Watson	2.486550		

White's test for heteroskedasticity –

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 33.7897

with p-value = $P(\text{Chi-square}(20) > 33.7897) = 0.0275826$

LM test for autocorrelation up to order 12 –

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 2.93878

with p-value = $P(F(12, 161) > 2.93878) = 0.00101968$

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 10.4945

with p-value = 0.00526193

Lisa 9. Statistilisel oluline mudel – elektrotehnoloogia

ElecTech 2: OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
 Dependent variable: ElecTech_return

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00346272	0.00129427	2.675	0.0082	***
CPI_GR	-1.06255	0.444111	-2.393	0.0178	**
WTI_GR	0.0594365	0.0156444	3.799	0.0002	***
USDEUR_GR	0.123454	0.0412700	2.991	0.0032	***
d_UNEMPLOY	0.388957	0.215845	1.802	0.0733	*
d_FEDFUND	1.60594	0.758793	2.116	0.0357	**
Mean dependent var	0.001680	S.D. dependent var		0.015504	
Sum squared resid	0.035075	S.E. of regression		0.014239	
R-squared	0.180233	Adjusted R-squared		0.156540	
F(5, 173)	7.607106	P-value(F)		1.75e-06	
Log-likelihood	510.1291	Akaike criterion		-1008.258	
Schwarz criterion	-989.1340	Hannan-Quinn		-1000.504	
rho	-0.179996	Durbin-Watson		2.359669	

White's test for heteroskedasticity –

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 46.104

with p-value = $P(\text{Chi-square}(20) > 46.104) = 0.000779955$

LM test for autocorrelation up to order 12 –

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 2.22869

with p-value = $P(F(12, 161) > 2.22869) = 0.0126435$

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 17.4085

with p-value = 0.000165879

Lisa 10. Statistiliselt oluline mudel – kõik tegevussektorid

AVG: OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)

Dependent variable: AVG_return

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00289001	0.000957369	3.019	0.0029	***
CPI_GR	-1.13286	0.336817	-3.363	0.0009	***
EXP_GR	0.0521745	0.0275741	1.892	0.0602	*
WTI_GR	0.0445801	0.0114702	3.887	0.0001	***
USDEUR_GR	0.0873468	0.0300832	2.904	0.0042	***
d_UNEMPLOY	0.271754	0.157337	1.727	0.0859	*
d_FEDFUND	1.45456	0.556023	2.616	0.0097	***
Mean dependent var	0.001583	S.D. dependent var	0.011522		
Sum squared resid	0.018529	S.E. of regression	0.010379		
R-squared	0.215890	Adjusted R-squared	0.188537		
F(6, 172)	7.892814	P-value(F)	1.60e-07		
Log-likelihood	567.2432	Akaike criterion	-1120.486		
Schwarz criterion	-1098.175	Hannan-Quinn	-1111.439		
rho	-0.226306	Durbin-Watson	2.451780		

White's test for heteroskedasticity –

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 111.072

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 111.072) = 3.65663e-012$

LM test for autocorrelation up to order 12 –

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 2.3064

with p-value = $P(F(12, 160) > 2.3064) = 0.00970291$

Test for normality of residual –

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 31.3675

with p-value = $1.54393e-007$

Lisa 11. White's test – kommunaalteenused

White's test for heteroskedasticity
 OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
 Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	6.83285e-05	3.05989e-05	2.233	0.0269	**
CPI_GR	0.00552823	0.0108749	0.5083	0.6119	
EXP_GR	-0.00137442	0.000874865	-1.571	0.1181	
WTI_GR	7.18205e-05	0.000313720	0.2289	0.8192	
d_FEDFUND	-0.0110160	0.0249300	-0.4419	0.6592	
sq_CPI_GR	1.34718	1.60036	0.8418	0.4011	
X2_X3	-1.02769	0.245211	-4.191	4.53e-05	***
X2_X4	-0.218461	0.129792	-1.683	0.0942	*
X2_X5	17.9120	6.62028	2.706	0.0075	***
sq_EXP_GR	0.0822717	0.00920452	8.938	7.91e-016	***
X3_X4	0.0262405	0.00676695	3.878	0.0002	***
X3_X5	-0.903421	0.630637	-1.433	0.1539	
sq_WTI_GR	0.000433118	0.00229721	0.1885	0.8507	
X4_X5	-0.479482	0.319397	-1.501	0.1352	
sq_d_FEDFUND	0.558476	3.00542	0.1858	0.8528	

Unadjusted R-squared = 0.526570

Test statistic: $TR^2 = 94.255971$,
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 94.255971) = 0.000000$

Lisa 12. White's test – tehnoloogiateenused

White's test for heteroskedasticity
 OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
 Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000110240	2.65523e-05	4.152	5.38e-05	***
CPI_GR	-0.0120199	0.00995443	-1.207	0.2290	
WTI_GR	0.000330141	0.000317479	1.040	0.3000	
USDEUR_GR	-0.000938640	0.000877294	-1.070	0.2863	
IndProduct_GR	-0.00665707	0.00329007	-2.023	0.0447	**
d_FEDFUND	-0.00588089	0.0211060	-0.2786	0.7809	
sq_CPI_GR	4.00588	1.66206	2.410	0.0171	**
X2_X3	-0.335732	0.128362	-2.616	0.0098	***
X2_X4	0.780966	0.395461	1.975	0.0500	*
X2_X5	1.94065	1.02376	1.896	0.0598	*
X2_X6	3.39839	7.20657	0.4716	0.6379	
sq_WTI_GR	0.00300583	0.00235801	1.275	0.2043	
X3_X4	-0.00728623	0.0101547	-0.7175	0.4741	
X3_X5	-0.0382150	0.0304923	-1.253	0.2120	
X3_X6	-0.284800	0.334224	-0.8521	0.3954	
sq_USDEUR_GR	-0.0319379	0.0175480	-1.820	0.0706	*
X4_X5	-0.157578	0.0749878	-2.101	0.0372	**
X4_X6	0.700461	0.596677	1.174	0.2422	
sq_IndProduct_GR	0.569974	0.174986	3.257	0.0014	***

X5_X6	-1.14394	2.48290	-0.4607	0.6456
sq_d_FEDFUND	0.105433	3.36179	0.03136	0.9750

Unadjusted R-squared = 0.188770

Test statistic: $TR^2 = 33.789747$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(20) > 33.789747) = 0.027583$

Lisa 13. White's test – elektrotehnoloogia

White's test for heteroskedasticity
OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000199022	4.77295e-05	4.170	5.01e-05	***
CPI_GR	-0.0189624	0.0176205	-1.076	0.2835	
WTI_GR	0.000203961	0.000530288	0.3846	0.7010	
USDEUR_GR	0.00124476	0.00144766	0.8598	0.3912	
d_UNEMPLOY	0.0137959	0.00726466	1.899	0.0594	*
d_FEDFUND	-0.0390476	0.0370484	-1.054	0.2935	
sq_CPI_GR	2.78711	2.67348	1.043	0.2988	
X2_X3	-0.388426	0.205066	-1.894	0.0600	*
X2_X4	-0.527499	0.631770	-0.8350	0.4050	
X2_X5	-8.70000	3.19287	-2.725	0.0072	***
X2_X6	13.8790	11.5872	1.198	0.2328	
sq_WTI_GR	0.00529463	0.00394703	1.341	0.1817	
X3_X4	0.0204440	0.0172560	1.185	0.2379	
X3_X5	0.267170	0.0904218	2.955	0.0036	***
X3_X6	-0.112984	0.556355	-0.2031	0.8393	
sq_USDEUR_GR	-0.0458088	0.0286852	-1.597	0.1123	
X4_X5	-0.212797	0.238924	-0.8906	0.3745	
X4_X6	-0.234795	0.971858	-0.2416	0.8094	
sq_d_UNEMPLOY	0.833965	0.673478	1.238	0.2174	
X5_X6	-23.2609	8.44660	-2.754	0.0066	***
sq_d_FEDFUND	0.458856	5.21155	0.08805	0.9300	

Unadjusted R-squared = 0.257564

Test statistic: $TR^2 = 46.103977$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(20) > 46.103977) = 0.000780$

Lisa 14. White's test – kõik tegevussektorid

White's test for heteroskedasticity
OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	9.84132e-05	2.55439e-05	3.853	0.0002	***
CPI_GR	-0.00524547	0.00915250	-0.5731	0.5674	
EXP_GR	-0.00238396	0.000706443	-3.375	0.0009	***
WTI_GR	-2.70162e-05	0.000263294	-0.1026	0.9184	
USDEUR_GR	0.000685090	0.000682545	1.004	0.3171	

d_UNEMPLOY	-0.000949864	0.00358401	-0.2650	0.7913	
d_FEDFUND	0.0131665	0.0212025	0.6210	0.5355	
sq_CPI_GR	1.46778	1.28307	1.144	0.2544	
X2_X3	-0.198137	0.221820	-0.8932	0.3732	
X2_X4	-0.109700	0.111718	-0.9819	0.3277	
X2_X5	0.333341	0.316681	1.053	0.2942	
X2_X6	-0.845302	1.59373	-0.5304	0.5966	
X2_X7	-3.11468	5.91068	-0.5270	0.5990	
sq_EXP_GR	0.0613891	0.00739538	8.301	5.39e-014	***
X3_X4	0.00679052	0.00598240	1.135	0.2581	
X3_X5	-0.0565825	0.0174957	-3.234	0.0015	***
X3_X6	0.431034	0.0971073	4.439	1.74e-05	***
X3_X7	-0.801363	0.541310	-1.480	0.1408	
sq_WTI_GR	-0.00119581	0.00209647	-0.5704	0.5693	
X4_X5	0.00831032	0.00886789	0.9371	0.3502	
X4_X6	0.0773523	0.0436048	1.774	0.0781	*
X4_X7	0.329936	0.276555	1.193	0.2347	
sq_USDEUR_GR	-0.0273793	0.0148537	-1.843	0.0673	*
X5_X6	-0.108965	0.119155	-0.9145	0.3619	
X5_X7	0.0436107	0.500167	0.08719	0.9306	
sq_d_UNEMPLOY	0.402222	0.315813	1.274	0.2048	
X6_X7	-11.1148	4.01699	-2.767	0.0064	***
sq_d_FEDFUND	-0.200001	2.45907	-0.08133	0.9353	

Unadjusted R-squared = 0.620513

Test statistic: $TR^2 = 111.071819$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 111.071819) = 0.000000$

Lisa 15. Breusch-Godfrey test – kommunaalteenused

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12
OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.000509705	0.000909957	-0.5601	0.5762	
CPI_GR	0.195302	0.323691	0.6034	0.5471	
EXP_GR	0.000878582	0.0267803	0.03281	0.9739	
WTI_GR	-0.00367031	0.0106576	-0.3444	0.7310	
d_FEDFUND	0.0656768	0.532132	0.1234	0.9019	
uhat_1	-0.341058	0.0793413	-4.299	2.96e-05	***
uhat_2	-0.174635	0.0829985	-2.104	0.0369	**
uhat_3	-0.0553104	0.0820132	-0.6744	0.5010	
uhat_4	-0.0966203	0.0820522	-1.178	0.2407	
uhat_5	-0.166606	0.0822646	-2.025	0.0445	**
uhat_6	-0.138959	0.0832562	-1.669	0.0970	*
uhat_7	-0.0624819	0.0829912	-0.7529	0.4526	
uhat_8	0.0390890	0.0821891	0.4756	0.6350	
uhat_9	-0.140189	0.0821724	-1.706	0.0899	*
uhat_10	-0.201563	0.0834109	-2.417	0.0168	**
uhat_11	-0.130848	0.0842222	-1.554	0.1222	
uhat_12	-0.126803	0.0803095	-1.579	0.1163	

Unadjusted R-squared = 0.157570

Test statistic: LMF = 2.525063,
with p-value = $P(F(12,162) > 2.52506) = 0.00449$

Alternative statistic: $TR^2 = 28.204964$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 28.205) = 0.00516$

Ljung-Box Q' = 21.7358,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 21.7358) = 0.0406$

Lisa 16. Breusch-Godfrey test – tehnoloiateenused

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12
OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-2.14015e-05	0.000968109	-0.02211	0.9824	
CPI_GR	-0.0559052	0.339698	-0.1646	0.8695	
WTI_GR	0.00815995	0.0124248	0.6567	0.5123	
USDEUR_GR	-0.00533209	0.0326966	-0.1631	0.8707	
IndProduct_GR	0.137840	0.115465	1.194	0.2343	
d_FEDFUND	0.588951	0.614737	0.9581	0.3395	
uhat_1	-0.342347	0.0849196	-4.031	8.54e-05	***
uhat_2	-0.200689	0.0871336	-2.303	0.0225	**
uhat_3	-0.110764	0.0879345	-1.260	0.2096	
uhat_4	-0.100852	0.0871272	-1.158	0.2488	
uhat_5	-0.0389664	0.0826792	-0.4713	0.6381	
uhat_6	-0.253908	0.0822259	-3.088	0.0024	***
uhat_7	-0.229499	0.0811298	-2.829	0.0053	***
uhat_8	-0.0810707	0.0841552	-0.9633	0.3368	
uhat_9	-0.0681069	0.0839878	-0.8109	0.4186	
uhat_10	-0.131411	0.0856420	-1.534	0.1269	
uhat_11	0.0343613	0.0835568	0.4112	0.6814	
uhat_12	-0.113248	0.0806220	-1.405	0.1620	

Unadjusted R-squared = 0.179682

Test statistic: LMF = 2.938777,
with p-value = $P(F(12,161) > 2.93878) = 0.00102$

Alternative statistic: $TR^2 = 32.163061$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 32.1631) = 0.00131$

Ljung-Box Q' = 28.3712,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 28.3712) = 0.00488$

Lisa 17. Breusch-Godfrey test – elektrotehnoloogia

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12
OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.000112877	0.00125665	0.08982	0.9285	
CPI_GR	-0.109452	0.440950	-0.2482	0.8043	
WTI_GR	0.00828836	0.0168472	0.4920	0.6234	
USDEUR_GR	-0.00851633	0.0430119	-0.1980	0.8433	
d_UNEMPLOY	-0.00272638	0.213806	-0.01275	0.9898	
d_FEDFUND	0.0962936	0.765561	0.1258	0.9001	
uhat_1	-0.199534	0.0870273	-2.293	0.0232	**
uhat_2	-0.00108002	0.0832223	-0.01298	0.9897	
uhat_3	0.171265	0.0833902	2.054	0.0416	**

uhat_4	0.0740768	0.0844848	0.8768	0.3819	
uhat_5	-0.0560775	0.0817258	-0.6862	0.4936	
uhat_6	-0.265458	0.0822794	-3.226	0.0015	***
uhat_7	-0.0431871	0.0821270	-0.5259	0.5997	
uhat_8	0.0549928	0.0817065	0.6731	0.5019	
uhat_9	0.0618889	0.0827665	0.7478	0.4557	
uhat_10	-0.0615692	0.0822863	-0.7482	0.4554	
uhat_11	0.0760136	0.0827781	0.9183	0.3598	
uhat_12	-0.128361	0.0810191	-1.584	0.1151	

Unadjusted R-squared = 0.142451

Test statistic: LMF = 2.228690,
with p-value = $P(F(12,161) > 2.22869) = 0.0126$

Alternative statistic: $TR^2 = 25.498654$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 25.4987) = 0.0126$

Ljung-Box $Q' = 26.0414$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 26.0414) = 0.0106$

Lisa 18. Breusch-Godfrey test – elektrotehnoloogia

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12
OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-5.36761e-05	0.000928297	-0.05782	0.9540	
CPI_GR	-0.0541998	0.330397	-0.1640	0.8699	
EXP_GR	0.00917548	0.0285587	0.3213	0.7484	
WTI_GR	0.00487226	0.0117559	0.4145	0.6791	
USDEUR_GR	0.00418167	0.0310701	0.1346	0.8931	
d_UNEMPLOY	-0.0267446	0.160745	-0.1664	0.8681	
d_FEDFUND	0.300551	0.564518	0.5324	0.5952	
uhat_1	-0.259928	0.0867573	-2.996	0.0032	***
uhat_2	-0.0668170	0.0854631	-0.7818	0.4355	
uhat_3	0.110310	0.0858064	1.286	0.2005	
uhat_4	0.0276013	0.0877819	0.3144	0.7536	
uhat_5	-0.0432791	0.0825722	-0.5241	0.6009	
uhat_6	-0.193618	0.0828396	-2.337	0.0207	**
uhat_7	-0.0766834	0.0833038	-0.9205	0.3587	
uhat_8	0.0890022	0.0821311	1.084	0.2801	
uhat_9	0.00631399	0.0842732	0.07492	0.9404	
uhat_10	-0.0834947	0.0842326	-0.9912	0.3231	
uhat_11	0.0794743	0.0853417	0.9312	0.3531	
uhat_12	-0.0737946	0.0821908	-0.8978	0.3706	

Unadjusted R-squared = 0.147471

Test statistic: LMF = 2.306401,
with p-value = $P(F(12,160) > 2.3064) = 0.0097$

Alternative statistic: $TR^2 = 26.397242$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 26.3972) = 0.00943$

Ljung-Box $Q' = 31.9454$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 31.9454) = 0.00141$

Lisa 19. Jääkliikmete normaaljaotus – kommunaalteenused

Frequency distribution for uhat40, obs 2-180
 number of bins = 13, mean = 1.62327e-018, sd = 0.0102702

52ntervall	midpt	frequency	rel.	Cum.	
< -0.058490	-0.062371	1	0.56%	0.56%	
-0.058490 - -0.050729	-0.054609	0	0.00%	0.56%	
-0.050729 - -0.042967	-0.046848	0	0.00%	0.56%	
-0.042967 - -0.035206	-0.039086	0	0.00%	0.56%	
-0.035206 - -0.027444	-0.031325	0	0.00%	0.56%	
-0.027444 - -0.019682	-0.023563	3	1.68%	2.23%	
-0.019682 - -0.011921	-0.015802	13	7.26%	9.50%	**
-0.011921 - -0.0041593	-0.0080401	32	17.88%	27.37%	*****
-0.0041593 - 0.0036023	-0.00027851	68	37.99%	65.36%	*****
0.0036023 - 0.011364	0.0074830	45	25.14%	90.50%	*****
0.011364 - 0.019125	0.015245	13	7.26%	97.77%	**
0.019125 - 0.026887	0.023006	3	1.68%	99.44%	
>= 0.026887	0.030768	1	0.56%	100.00%	

Test for null hypothesis of normal distribution:
 Chi-square(2) = 55.862 with p-value 0.00000

Lisa 20. Lõplik OLS mudel – kommunaalteenused

Utility_FINAL: OLS, using observations 2005:01-2019:12 (T = 180)

Dependent variable: Utility_return

HAC standard errors, bandwidth 4 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00308737	0.000835491	3.695	0.0003	***
CPI_GR	-0.878031	0.375472	-2.338	0.0205	**
WTI_GR	0.0364251	0.0163756	2.224	0.0274	**
Mean dependent var	0.001685	S.D. dependent var	0.010775		
Sum squared resid	0.019505	S.E. of regression	0.010498		
R-squared	0.061446	Adjusted R-squared	0.050840		
F(2, 177)	3.067116	P-value(F)	0.049038		
Log-likelihood	566.2949	Akaike criterion	-1126.590		
Schwarz criterion	-1117.011	Hannan-Quinn	-1122.706		
rho	-0.196028	Durbin-Watson	2.382210		

Lisa 21. Lõplik OLS mudel – tehnoloogiateenused

TechServ_FINAL:OLS, using observations 2005:01-2019:12 (T = 180)
 Dependent variable: TechServ_return
 HAC standard errors, bandwidth 4 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00231686	0.000776421	2.984	0.0032	***
WTI_GR	0.0276078	0.0131406	2.101	0.0371	**
USDEUR_GR	0.0918427	0.0318125	2.887	0.0044	***
Mean dependent var	0.002334	S.D. dependent var		0.012128	
Sum squared resid	0.023645	S.E. of regression		0.011558	
R-squared	0.101872	Adjusted R-squared		0.091723	
F(2, 177)	5.068565	P-value(F)		0.007236	
Log-likelihood	548.9708	Akaike criterion		-1091.942	
Schwarz criterion	-1082.363	Hannan-Quinn		-1088.058	
rho	-0.151790	Durbin-Watson		2.302551	

Lisa 22. Lõplik OLS mudel – elektrotehnoloogia

ElecTech_FINAL:OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
 Dependent variable: ElecTech_return
 HAC standard errors, bandwidth 4 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00351490	0.00148797	2.362	0.0193	**
CPI_GR	-1.09862	0.618352	-1.777	0.0774	*
WTI_GR	0.0569932	0.0213131	2.674	0.0082	***
USDEUR_GR	0.123901	0.0325073	3.811	0.0002	***
d_FEDFUND	1.59058	0.920775	1.727	0.0859	*
Mean dependent var	0.001680	S.D. dependent var		0.015504	
Sum squared resid	0.035734	S.E. of regression		0.014331	
R-squared	0.164846	Adjusted R-squared		0.145647	
F(4, 174)	5.743958	P-value(F)		0.000230	
Log-likelihood	508.4648	Akaike criterion		-1006.930	
Schwarz criterion	-990.9926	Hannan-Quinn		-1000.467	
rho	-0.179815	Durbin-Watson		2.358482	

Lisa 23. Lõplik OLS mudel – kõik tegevussektorid

AVG_FINAL:OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)

Dependent variable: AVG_return

HAC standard errors, bandwidth 4 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00323436	0.00100807	3.208	0.0016	***
CPI_GR	-0.982095	0.433324	-2.266	0.0247	**
WTI_GR	0.0452077	0.0170742	2.648	0.0088	***
USDEUR_GR	0.0878639	0.0254937	3.447	0.0007	***
d_FEDFUND	1.55140	0.708789	2.189	0.0299	**
Mean dependent var	0.001583	S.D. dependent var		0.011522	
Sum squared resid	0.019236	S.E. of regression		0.010514	
R-squared	0.185989	Adjusted R-squared		0.167276	
F(4, 174)	6.159623	P-value(F)		0.000117	
Log-likelihood	563.8937	Akaike criterion		-1117.787	
Schwarz criterion	-1101.851	Hannan-Quinn		-1111.325	
rho	-0.221511	Durbin-Watson		2.441726	

Lisa 24. Breusch-Godfrey – kommunaalteenused lõplik

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12

OLS, using observations 2005:01-2019:12 (T = 180)

Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.000330144	0.000941235	-0.3508	0.7262	
CPI_GR	0.183568	0.328213	0.5593	0.5767	
WTI_GR	-0.00137259	0.0111403	-0.1232	0.9021	
uhat_1	-0.227503	0.0792634	-2.870	0.0046	***
uhat_2	-0.0680322	0.0808845	-0.8411	0.4015	
uhat_3	0.0499146	0.0796982	0.6263	0.5320	
uhat_4	0.0286754	0.0796520	0.3600	0.7193	
uhat_5	-0.0797055	0.0788289	-1.011	0.3134	
uhat_6	-0.0598957	0.0790551	-0.7576	0.4497	
uhat_7	0.0300579	0.0792354	0.3793	0.7049	
uhat_8	0.123335	0.0792703	1.556	0.1217	
uhat_9	-0.0618577	0.0797934	-0.7752	0.4393	
uhat_10	-0.117435	0.0801336	-1.465	0.1447	
uhat_11	-0.0475535	0.0804432	-0.5911	0.5552	
uhat_12	-0.0538538	0.0786333	-0.6849	0.4944	

Unadjusted R-squared = 0.091795

Test statistic: LMF = 1.389753,
with p-value = $P(F(12,165) > 1.38975) = 0.175$

Alternative statistic: $TR^2 = 16.523098$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 16.5231) = 0.168$

Ljung-Box Q' = 16.3353,
 with p-value = P(Chi-square(12) > 16.3353) = 0.176

Lisa 25. Jääkliikmete normaaljaotus – kommunalteenused lõplik

Frequency distribution for uhat73, obs 1-180
 number of bins = 13, mean = 1.40223e-018, sd = 0.0104975

interval	midpt	frequency	rel.	cum.
< -0.065101	-0.069004	1	0.56%	0.56%
-0.065101 - -0.057296	-0.061199	0	0.00%	0.56%
-0.057296 - -0.049491	-0.053394	0	0.00%	0.56%
-0.049491 - -0.041686	-0.045589	0	0.00%	0.56%
-0.041686 - -0.033881	-0.037784	0	0.00%	0.56%
-0.033881 - -0.026076	-0.029979	0	0.00%	0.56%
-0.026076 - -0.018271	-0.022174	7	3.89%	4.44% *
-0.018271 - -0.010466	-0.014369	16	8.89%	13.33% ***
-0.010466 - -0.0026611	-0.0065636	32	17.78%	31.11% *****
-0.0026611 - 0.0051440	0.0012414	72	40.00%	71.11% *****
0.0051440 - 0.012949	0.0090465	45	25.00%	96.11% *****
0.012949 - 0.020754	0.016852	5	2.78%	98.89%
>= 0.020754	0.024657	2	1.11%	100.00%

Test for null hypothesis of normal distribution:
 Chi-square(2) = 56.385 with p-value 0.00000

Lisa 26. Breusch-Godfrey – tehnoloogiateenused lõplik

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12
 OLS, using observations 2005:01-2019:12 (T = 180)
 Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-4.28051e-06	0.000847169	-0.005053	0.9960
WTI_GR	0.00529177	0.0108395	0.4882	0.6261
USDEUR_GR	-0.00331893	0.0347935	-0.09539	0.9241
uhat_1	-0.158835	0.0819292	-1.939	0.0542 *
uhat_2	0.00464371	0.0792093	0.05863	0.9533
uhat_3	0.0402090	0.0796278	0.5050	0.6143
uhat_4	0.0978901	0.0796484	1.229	0.2208
uhat_5	0.0890028	0.0779558	1.142	0.2552
uhat_6	-0.147824	0.0782738	-1.889	0.0607 *
uhat_7	-0.0847020	0.0781680	-1.084	0.2801
uhat_8	0.118467	0.0784848	1.509	0.1331
uhat_9	0.0432026	0.0787611	0.5485	0.5841
uhat_10	0.00801264	0.0789718	0.1015	0.9193
uhat_11	0.127411	0.0784765	1.624	0.1064
uhat_12	-0.0635147	0.0790599	-0.8034	0.4229

Unadjusted R-squared = 0.099623

Test statistic: LMF = 1.521375,
 with p-value = P(F(12,165) > 1.52137) = 0.121

Alternative statistic: TR^2 = 17.932076,
 with p-value = P(Chi-square(12) > 17.9321) = 0.118

Ljung-Box Q' = 18.4234,
with p-value = P(Chi-square(12) > 18.4234) = 0.103

Lisa 27. Jääkliikmete normaaljaotus – tehnoloogiateenused lõplik

Frequency distribution for uhat75, obs 1-180
number of bins = 13, mean = 9.22777e-019, sd = 0.0115581

interval	midpt	frequency	rel.	cum.
< -0.038559	-0.041812	1	0.56%	0.56%
-0.038559 - -0.032054	-0.035307	3	1.67%	2.22%
-0.032054 - -0.025549	-0.028801	1	0.56%	2.78%
-0.025549 - -0.019044	-0.022296	6	3.33%	6.11% *
-0.019044 - -0.012539	-0.015791	11	6.11%	12.22% **
-0.012539 - -0.0060335	-0.0092861	18	10.00%	22.22% ***
-0.0060335 - 0.00047158	-0.0027810	41	22.78%	45.00% *****
0.00047158 - 0.0069767	0.0037241	54	30.00%	75.00% *****
0.0069767 - 0.013482	0.010229	33	18.33%	93.33% *****
0.013482 - 0.019987	0.016734	6	3.33%	96.67% *
0.019987 - 0.026492	0.023240	5	2.78%	99.44%
0.026492 - 0.032997	0.029745	0	0.00%	99.44%
>= 0.032997	0.036250	1	0.56%	100.00%

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 14.408 with p-value 0.00074

Lisa 28. Breusch-Godfrey – elektrotehnoloogia lõplik

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12
OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	3.37441e-05	0.00127327	0.02650	0.9789
CPI_GR	-0.0797303	0.445130	-0.1791	0.8581
WTI_GR	0.00837195	0.0169798	0.4931	0.6226
USDEUR_GR	-0.0123889	0.0433930	-0.2855	0.7756
d_FEDFUND	0.179038	0.772661	0.2317	0.8171
uhat_1	-0.205314	0.0861380	-2.384	0.0183 **
uhat_2	-0.0268896	0.0828677	-0.3245	0.7460
uhat_3	0.130564	0.0828918	1.575	0.1172
uhat_4	0.0654663	0.0831495	0.7873	0.4322
uhat_5	-0.0502413	0.0812337	-0.6185	0.5371
uhat_6	-0.248502	0.0815934	-3.046	0.0027 ***
uhat_7	-0.0611706	0.0810241	-0.7550	0.4514
uhat_8	0.0336442	0.0810785	0.4150	0.6787
uhat_9	0.0505999	0.0819246	0.6176	0.5377
uhat_10	-0.0671874	0.0819047	-0.8203	0.4132
uhat_11	0.0604558	0.0820573	0.7368	0.4623
uhat_12	-0.134118	0.0803943	-1.668	0.0972 *

Unadjusted R-squared = 0.128471

Test statistic: LMF = 1.990010,
with p-value = P(F(12,162) > 1.99001) = 0.0281

Alternative statistic: $TR^2 = 22.996225$,
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 22.9962) = 0.0278$

Ljung-Box $Q' = 23.0567$,
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 23.0567) = 0.0272$

Lisa 29. Jääkliikmete normaaljaotus – elektrotehnoloogia lõplik

Frequency distribution for uhat82, obs 2-180
 number of bins = 13, mean = $-4.70023e-019$, sd = 0.0143306

interval	midpt	frequency	rel.	cum.
< -0.052326	-0.056520	1	0.56%	0.56%
-0.052326 - -0.043938	-0.048132	2	1.12%	1.68%
-0.043938 - -0.035550	-0.039744	1	0.56%	2.23%
-0.035550 - -0.027162	-0.031356	4	2.23%	4.47%
-0.027162 - -0.018775	-0.022969	5	2.79%	7.26% *
-0.018775 - -0.010387	-0.014581	19	10.61%	17.88% ***
-0.010387 - -0.0019987	-0.0061927	36	20.11%	37.99% *****
-0.0019987 - 0.0063892	0.0021953	55	30.73%	68.72% *****
0.0063892 - 0.014777	0.010583	35	19.55%	88.27% *****
0.014777 - 0.023165	0.018971	16	8.94%	97.21% ***
0.023165 - 0.031553	0.027359	3	1.68%	98.88%
0.031553 - 0.039941	0.035747	1	0.56%	99.44%
>= 0.039941	0.044135	1	0.56%	100.00%

Test for null hypothesis of normal distribution:
 Chi-square(2) = 17.879 with p-value 0.00013

Lisa 30. Breusch-Godfrey – sektorite keskmine

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12
 OLS, using observations 2005:02-2019:12 (T = 179)
 Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-6.62560e-05	0.000925847	-0.07156	0.9430
CPI_GR	-0.00854405	0.323456	-0.02641	0.9790
WTI_GR	0.00640487	0.0117584	0.5447	0.5867
USDEUR_GR	-0.00229343	0.0312488	-0.07339	0.9416
d_FEDFUND	0.260665	0.556288	0.4686	0.6400
uhat_1	-0.263898	0.0842642	-3.132	0.0021 ***
uhat_2	-0.0771040	0.0848376	-0.9088	0.3648
uhat_3	0.0979308	0.0835220	1.173	0.2427
uhat_4	0.0734645	0.0826456	0.8889	0.3754
uhat_5	-0.0331423	0.0812014	-0.4081	0.6837
uhat_6	-0.196783	0.0816623	-2.410	0.0171 **
uhat_7	-0.0974377	0.0811035	-1.201	0.2313
uhat_8	0.0643693	0.0811896	0.7928	0.4290
uhat_9	-0.0105521	0.0824557	-0.1280	0.8983
uhat_10	-0.102577	0.0820471	-1.250	0.2130
uhat_11	0.0254610	0.0821782	0.3098	0.7571
uhat_12	-0.129777	0.0795315	-1.632	0.1047

Unadjusted R-squared = 0.146908

Test statistic: LMF = 2.324784,

with p-value = $P(F(12,162) > 2.32478) = 0.00906$

Alternative statistic: $TR^2 = 26.296497$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 26.2965) = 0.00974$

Ljung-Box $Q' = 29.036$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(12) > 29.036) = 0.00389$

Lisa 31. Jääkliikmete normaaljaotus – sektorite keskmine

Frequency distribution for uhat85, obs 2-180
number of bins = 13, mean = $2.8589e-019$, sd = 0.0105143

interval	midpt	frequency	rel.	cum.	
< -0.053692	-0.057386	1	0.56%	0.56%	
-0.053692 - -0.046303	-0.049997	0	0.00%	0.56%	
-0.046303 - -0.038914	-0.042609	0	0.00%	0.56%	
-0.038914 - -0.031525	-0.035220	1	0.56%	1.12%	
-0.031525 - -0.024137	-0.027831	2	1.12%	2.23%	
-0.024137 - -0.016748	-0.020442	7	3.91%	6.15%	*
-0.016748 - -0.0093589	-0.013053	13	7.26%	13.41%	**
-0.0093589 - -0.0019701	-0.0056645	37	20.67%	34.08%	*****
-0.0019701 - 0.0054187	0.0017243	66	36.87%	70.95%	*****
0.0054187 - 0.012808	0.0091131	42	23.46%	94.41%	*****
0.012808 - 0.020196	0.016502	8	4.47%	98.88%	*
0.020196 - 0.027585	0.023891	1	0.56%	99.44%	
>= 0.027585	0.031280	1	0.56%	100.00%	

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 37.276 with p-value 0.00000

Lisa 32. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina _____ Kaur Lauer _____ (autori nimi)

1. annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose Makroökonomiliste muutujate mõju USA väärtpaberiturgudel noteeritud ettevõtete tootlustele _____,
(lõputöö pealkiri)

mille juhendaja on Kaido Kepp _____,
(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.

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