

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Rahanduse ja majandusteooria instituut

Majandusmatemaatika, statistika ja ökonomeetria õppetool

Helin Kütt 153201TAAM

Katerina Meshcheryakova-Ilyakova 153465TARM

**NATURAALSE GAASI JA VASE FUTUUR- JA HETKEHINNA VAHELISED  
SEOSED**

Ökonomeetriline projekt õppeaines Ökonomeetria

Juhendaja: dotsent Ako Sauga

Tallinn 2015

## 1. Sissejuhatus

Futuuriturgudel on läbi ajaloo olnud kaks tähtsat sotsiaalset funktsiooni. Esiteks hõlbustavad nad toormehinna riski edasikandumist ja teiseks võimaldavad nad koostada prognoose toormehindade kohta. Siiski turu prognoosivõime kohta on peetud arutelusid. Prognoosid, mis põhinevad jooksvatel hetkehindadel on tihti sama head kui need, mis põhinevad futuurhindadel, mis seab futuuriturgude ennustusvõime kahtluse alla. Kui jooksev hetkehind võrdub õige ootusega tuleviku hetkehinnast, siis futuurihind ei saa pakkuda paremat ennustust tuleviku hetkehinna kohta. Samaväärselt futuuriturg ei saa ennustada muutuseid hetkehinnas välja arvatud juhul kui oodatakse, et hetkehind muutub. (French 1986)

Ftuuriturgude toormehindade ootused on kriitilise tähtsusega hetkehindade kujunemisel. Futuur- ja hetkehindade vaheline seos oleneb võimest hoida tooraineid laos. Tehingud spot turul nõuavad müüjanõusolekut, et makstav hind on adekvaatseks kompensatsiooniks selle eest, et ta loobub võimalusest hoida toorainet hilisemaks müügiks laos. Samamoodi peab ostja aktsepteerima, et kasu praegusest ostmisest kaalub üles kasu ootamisest, et hiljem osta. Hetkehinnad kehastavad ootuseid selle kohta, milliseks hinnad tulevikus kujuneksid. Sellest tulenevalt, muutused ootustes tuleviku pakkumise ja nõudluse tingimuste kohta kajastuvad liikumistena nii hetke- kui futuurhindades. (Reeve, Vigfusson 2011)

Ladustamiskulud varieeruvad kaupade lõikes. Näiteks metallidel on suhteliselt madalad ladustamiskulud. Kui vase varud jõuavad ebatavaliselt kõrge tasemeni, siis futuurihinnad jäävad spot hindade lähedusse. Vase ladustamiskulud ei tõuse järsult koos laovarudegaja küllaldased varud vähendavad kasumit vasehoidmisest. Kui varud muutuvad väga väikseks (ja kasu vase käes hoidmisest tõuseb) võivad futuurihinnad langeda alla spot hindade. Ajalooliselt on vase futuurihinnad langenud mitte alla 75% hetkehinnast. (Reeve, Vigfusson 2011)

Nõudlus ja pakkumisšokid võivad põhjustada oodatavaid hetkehinna muutuseid. Näiteks järsk püsiv vasenõudluse suurenemine põhjustab nii järsku hetkehinna kui ka oodatava tuleviku hetkehinna kasvu. Siiski, kuna vasetootjad vastavad neile hinnanihetele, siis muutused oodatavas hinnas on väiksemad kui muutused jooksvas hinnas. Kui oodatav nõudluse suurenemine kajastub praeguses hinnas, siis oodatakse, et hetkehind langeb tagasi oma algele tasemele. Positiivne nõudlusšokk viib oodatava negatiivse muutuseni hetkehinnas. (French 1986)

Laialdaselt levib arvamus, et vasehindasid on raske täpselt ennustada ja vasehinna šokid on tihti loomult lühiajalised. Sellegipoolest on analüütikute hulgas ühtne arusaam, kuidas koostada turuanalüüsi, kuidas oodatavalt vasehinnad ajas käituvad ja kuidas oleks kõige parem luua luua keskmise pikkusega prognoose. Kuna eeldatakse, et vasehinnašokid on loomult ajutised, siis see näitab, et potsentsiaaselt on võimalik prognoosida vasehinna liikumisi juba tuvastatud ajutiste šokkide oodatava vaibumise põhjal. (IMF 2002)

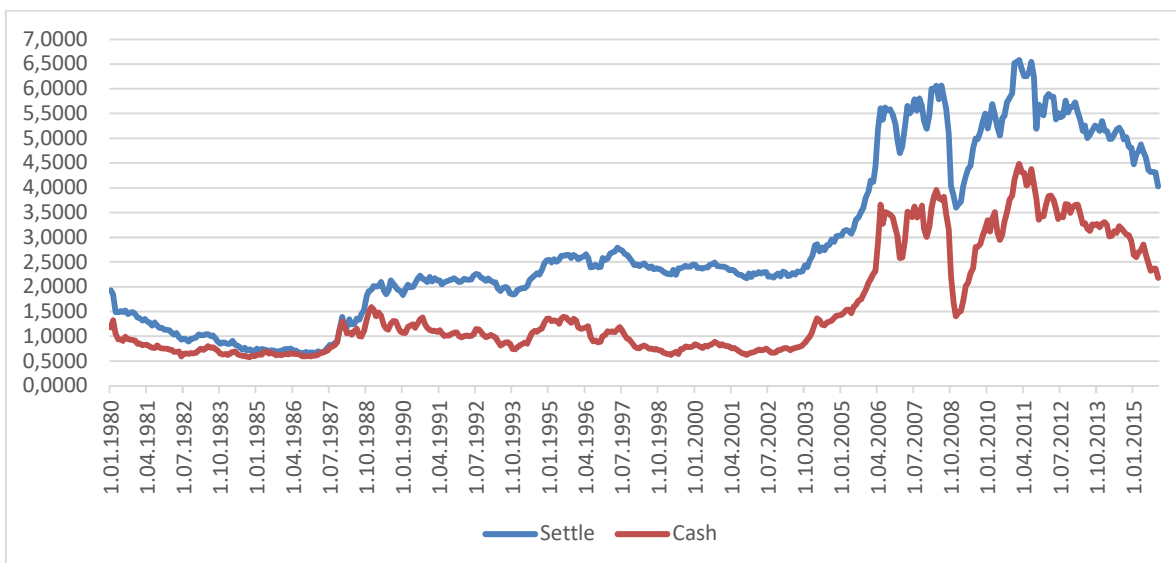
## **2. Andmete kirjeldus**

Quandl otsingumasinast olid vase hetkehinnad kättesaadavad alates 1980. aastast ja COMEX vase futuurhinnad alates 1959. aastast. Kuigi andmed olid esitatud iga futuuridega kauplemise päeva kohta, kasutasime ainult iga kuu viimase päeva sulgemishindasid (*settlement prices*). Hetkehinna andmed, mida analüüsis kasutame, võtsime samuti iga kuu viimase päeva kohta, et viia hetkehinnad vastavusse futuurhindadega. Seega kasutame käesolevas töös vase hetke- ja futuurhindade andmeid iga kalendrikuu viimase päeva seisuga. Me uurime neid kuiseid futuurlepingute hindu, mille erinevus hetkehinnadest on kõige suurem. Kõige suurem erinevus vase hetke- ja futuurhindade vahel on COMEX vase futuurid #2 (HG2) - püsiva lepingu alusel kaubeldavate vasefutuuride korral. Neid futuurlepingute hindasid rullitakse pidevalt esimesena aeguva lepingu (*front month*) täitmise kuu esimesel päeval edasi. Esimesena aeguvad futuurid on reeglina enimkaubeldavad.

## **3. Esmane empiiriline analüüs**

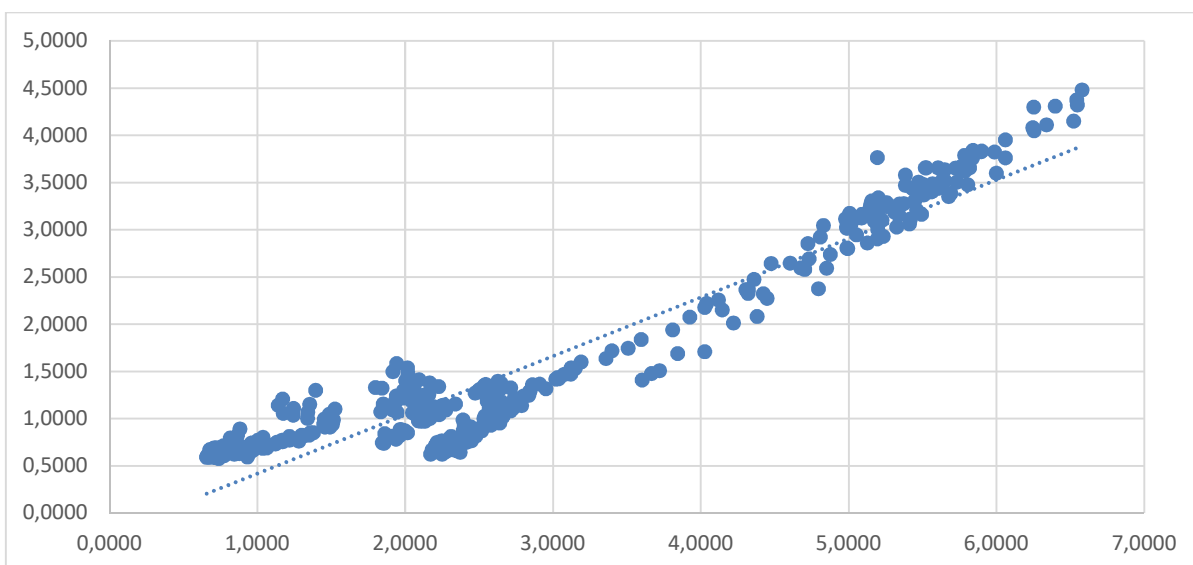
Järgnevalt anname ülevaate, kuidas vase hinnad on minevikus käitunud. Joonis 1 näitab visuaalselt peaaegu 35 aastat kuiseid COMEX andmeid nii hetke- kui ka futuurhindade kohta, 1980. aasta jaanuarist kuni 2015. aasta novembrini.

Futuurhinnad liiguvad koos hetkehinnadega. Lähem vaatlus näitab, et futuurhinnad ei ole mitte vaid järginud hetkehindu, vaid nad erinevad hetkehinnadest süstemaatilisel viisil. Alumisel joonisel on samad andmed, aga seekord on esitatud futuurhinnad neile vastavate hetkehinnadega samal ajahetkel. Hajuvusdiagramm joonisel 2 näitab, et esineb tugev lineaarne seos hetke- ja futuurhindade vahel aastatel 1980-2015.



Joonis 1: Vase nominaalsed hetkehinnad (cash) ja COMEX futuurhinnad, U.S. senti naela kohta

Allikas: Quandl



Joonis 2. Hetkehindade ja futuurhindade vaheline seos.

Allikas: Quandl

#### 4. Futuurhindade aegrea autokorrelatsioon ja aegrea identifitseerimine

Tutvudes aegrea diagrammiga on näha, et nii futuur- kui ka hetkehindade aegreas esineb stohhastiline trend, mis tähendab, et need aegread on mittestatsionaarsed. (lisa 10) Mittelineaarsuse eemaldamiseks logaritmime futuurhindade aegrida ja trendi eemaldamiseks võtame aegreast 1. järku diferentsid. (lisa 11) Futuurhindade logritmitud ja 1. järku diferentsitud aegrea autokorrelatsioonifunktsiooni hindamiseks vaatame korrelogramme. Kuni viitajani 25 on Q-statistiku olulisuse tõenäosus väiksem kui 0,05, mis tähendab, et kehtib sisukas hüpotees ja esineb autokorrelatsioon. Kui uurida autokorrelatsioonifunktsiooni visuaalselt, siis on näha, et ACF on nullist erinev ja väheneb aeglaselt viitaegade kasvades, kusjuures kahanemine ei ole ühtlane vaid ACF ja PACF (osaline autokorrelatsioonifunktsioon) vahelduvad negatiivsete ja positiivsete väärtustega. (lisa 12)

Kuna autokorrelatsioon esineb, siis tuleb identifitseerida aegrida, st. leida sobiv ARMA tüüp. Uurime diferentsitud logaritmide aegrea korrelogrammi, et leida, millist tüüpi mudeliga võiks diferentside aegrida korrelogrammi põhjal modelleerida. Kuna korrelogrammi abil aegrida identifitseerida ei õnnestu, proovime erinevaid ARMA mudeleid ja valime välja selle, mille korral Akaike informatsioonikriteerium on kõige väiksem. Viime läbi ARMA (2,5) mudeli hindamise, kuna selle korral oli Akaike informatsioonikriteerium kõige väiksem (-1466,870). (lisa 13) Kontrollime parameetrite statistilist olulisust. 4. järku viitajaga libisev keskmine ja konstant ei ole statistiliselt olulised. Viime läbi uue ARMA (2,5) mudeli hindamise ilma konstandi ja 4. järku viitajaga libiseva keskmiseta. Nüüd on kõik muutujad mudelis statistiliselt olulised ja Akaike informatsioonikriteerium on muutunud väiksemaks (lisa 14). Testime ARMA (2,5) mudeli jääkide autokorrelatsiooni. Jäägid moodustavad valge müra, Box-Ljung'i Q-statistiku olulisuse tõenäosus viitajani 12 on  $0,6695 > 0,05$ . Korrelogrammi tabelist on näha, et autokorrelatsioon puudub kuni viitajani 26. (lisa 15) Jäägid ei allu normaaljaotusele, kuna Doornik-Hanseni testi olulisuse tõenäosus on 0,00 (lisa 16). Mudelit ei olnud võimalik niimoodi identifitseerida, et jäägid alluksid normaaljaotusele. Lisas 18 on toodud aktuaalsete väärtuste ja mudeli põhjal leitud väärtuste graafik. On näha, et tegelike väärtuste volatiilsus on palju suurem kui mudeli poolt leitud futuurhindade väärtustel. Pärast mudeli diagnostikat viime läbi staatilise prognoosi valimi sees 1980 jaan-2015 nov. Lisas 19 on toodud prognoosi hindamise tulemused. 0,043 on ruutkeskmine viga ja Theili' U on 1,2696. Kuna Theili' U on suurem kui 1, siis mudeli abil tehtud prognoos on halvem kui naiivne prognoos.

Katsetame ARMA modelleerimist võttes logaritmitud futuurhindadest 2. järku diferentsid. Kõige väiksem Akaike informatsioonikriteerium on ARMA(2,6) mudeli korral. (lisa 20) Kuna

konstant on mudelis mitteoluline, siis tuleb konstant eemaldada. Hindame uuesti mudeli parameetreid ilma konstandita. (lisa 21) Testime ARMA (2,6) mudeli jääkliikmete autokorrelatsiooni. (lisa 22) Jäägid moodustavad valge müra, kuna Box-Ljungungi Q-statistiku olulisuse tõenäosus viitajani 12 on  $0,6245 > 0,05$ . Korrelogrammi tabelist on näha, et autokorrelatsioon puudub kuni viitajani 25, kuna kehtib nullhüpotees. (lisa 22) Jäägid ei allu normaaljaotusele, kuna Doornik-Hanseni testi olulisuse tõenäosus on 0,00 (lisa 22). Mudelit ei ole võimalik niimoodi identifitseerida, et jäägid alluksid normaaljaotusele. Lisas 23 on toodud aktuaalsete väärtuste ja mudeli põhjal leitud väärtuste graafik. Pärast mudeli diagnostikat viime läbi staatilise prognoosi valimi sees 1980 jaan-2015 nov. Lisas 24 on toodud prognoosi hindamise tulemused. 0,043 on ruutkeskmine viga ja Theili' U on 0,76936. Kuna Theili' U on väiksem kui 1, siis mudeli abil tehtud prognoos on parem kui naiivne prognoos. Järelkult 2. järku integreeritud aegrea prognoosivõime on kõrgem kui 1. järku integreeritud aegrea prognoosivõime.

## 5. Regressioonanalüüs

Ühel ja samal ajahetkel futuur- ja spothindade erinevus inspireeris meid viima läbi regressioonanalüüsi, kus uuritakse reaalsete hetkehindade ja hetke- ja futuurhindade vahelise erinevuse seost. Uuring on peamiselt inspireeritud joonise 1 analüüsist, et leida regressioonanalüüsi abil seoseid futuur- ja hetkehindade liikumiste vahel. Baasvõrrand, mille põhjal hakkame koostama erinevaid võrrandeid, on järgnev:

$$\ln(F_t) - \ln(s_t) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{s_t}{USWPI_t}\right) + e_t \quad (1)$$

kus  $t$  viitab kuistele vaatlustele (COMEX andmed iga kuu viimase päeva kohta),  $F_t$  alusvara futuurhinnale ajahetkel  $t$  ja  $s_t$  alusvara hetkehinnale ajahetkel  $t$  ja  $USWPI_t$  USA tooraine tootjahinnaindeks.

## 6. Mudeli selgitus

Käesoleva artikli aluseks on 2002. aastast pärit IMFi läbiviidud uuring „Chile: Selected Issues“. Me uurime, kas vase futuurhindadel on ennustusvõime, st. vaatamata nende suurele volatiilsusele, kas nad on süstemaatiliselt näidanud vase hinna tõusule (langusele) kui vasehinnad on olnud madalad (kõrged). Tegelikult hetkehinna tase üksinda selgitab väga suurt osa lõhest futuuri- ja hetkehindade tasemest käesoleval päeval. Me uurime selle suhte stabiilsust aja jooksul ja väljavaateid kasutada seda informatsiooni, et teha järeldusi vasehindade „pikaajalise“ taseme kohta

ja ajutiste šokkide oodatava kestvuse kohta. Me otsime vastust küsimusele, kas nendel vase futuurhindadel on prognoosivõime ja kas saab väita, et turg eeldas, et enamik nendest vasehinnakõikumistest olid ajutised. Kui futuurhindadel on hea prognoosivõime, siis futuurhindasid peaks tõsiselt kaalutlema või vähemalt pidama futuurihindu vasehindade tõenäolise liikumissuuna indikaatoriks pikemal ajahorisondil.

Me interpreteerime sõltuvat muutujat  $\ln(F_t) - \ln(s_t)$ , mis on logaritmitud futuurhindade ja hetkehindade diferents, kui oodatavat hetkehindade muutuse kiiruse mõõtu järgnevate kuude jooksul lepingu lõppemiseni. Seda muutujat me regresseerime konstandi ja jooksva reaalse hetkehinna logaritmi vastu. Idee seisneb selles, et turu vaade „tasakaalu“ või püsiseisundi hinnast on vaadeldav reaalühikutes. Reaalhindame mõõdame sellega, et deflateerime jooksvaid hetkehindu USA tooraine tootjahinnaindeksiga. Vasehinna deflateerimine muudab tulemusi oluliselt, sest USA tooraine tootjahinnaindeksi tõus viimase 35 aasta jooksul on olnud märkimisväärne. Seepärast me hindame baasvõrrandis (1) algul hetkehindasid deflateerimata hindadega ja võrdleme selle mudeli tulemusi hiljem deflateeritud hindadega mudeli tulemustega.

Kui võtta reaalsest hetkehinnast logaritmi, siis aitab vähendada valimis heteroskedastiivsust. Meie töö üheks hüpoteesiks on, et kohandumiskiirus reaalse vase hinnašokkidega on suurem vastusena positiivsetele šokkidele kui negatiivsetele šokkidele. Me tõlgendame hinnatava koefitsiendi  $\beta$  väärtust kui indikaatorit, mis näitab vase ajutiste hinnašokkide oodatavat kohandumiskiirust või sumbumise määra. Lahendades hinnatava võrrandi „püsiseisundi“ reaalse vasehindade jaoks, mille korral erinevus futuur- ja spothindade vahel on null, võib see anda teavet, mida turud usuvad, et „tasakaalu“ vase hind võiks olla  $(-a/\beta)$ . (IMF 2002)

Vealiige esindab selliseid faktoreid nagu muutujate mõõtmisvead ja kohandumisprotsessi spetsifikatsioonivead. Isegi siis, kui individuaalsed hinnašokid sumbuvad oodatavalt püsivalkiirusel, siis see kiirus võib varieeruda erinevat tüüpi šokkide puhul. Näiteks peamise vasetootja töö seisaku mõju on oodatavalt väga lühiajaline, aga samas püsiv positiivne nõudlusšokk võib hindu tõsta ajutiselt, kuid see eest paljudeks aastateks. Me interpreteerime  $\beta$  kui keskmist kohandumiskiirust, mida ootatakse šokkidelt vaatlusperioodi jooksul.

## **7. Statsionaarsuse testimine. Kointegratsioon**

Enne mudeli hindamist OLS abil testitakse ADF testi abil, kas sõltuv ja sõltumatu muutuja baasvõrrandis (1) on statsionaarsed. Mittestatsionaarsete muutujate korral ei tohi regressiooni läbi viia. Kuigi sõltuva muutuja ( $y$ ) visuaalsel vaatlusel võib eeldada, et deterministlik ja stohhastiline trend puuduvad ehk tegemist on statsionaarse aegrega, kontrollitakse siiski täiendatud ADF

testigasõltuva muutuja statsionaarsust. Dickey-Fuller testile on lisatud 12 viitaega, kuna tegemist on kuiste andmetega. Kõigepealt testime sõltuva muutuja ( $y$ ) statsionaarsust. Konstandi ja trendiga mudelis esineb mittestatsionaarsus (olulisuse tõenäosus on suurem kui 0,05). Kuna trend ei ole statistiliselt oluline, siis testime konstandiga mudelit. Konstandiga mudel ei ole samuti statsionaarne ning konstant on statistiliselt mitteoluline. Järelikult teeme järelduse ilma konstandi ja trendita mudeli põhjal. Ilma konstandita mudelis kehtib nullhüpotees, mistõttu ühikjuur on olemas ehk tegemist on mittestatsionaarse protsessiga. (lisa 4)

Selleks, et sõltuv muutuja oleks statsionaarne tuleb temast võtta 1. järku diferents. Ilma konstandi ja trendita 1. järku diferentsitud sõltuv muutuja on statsionaarne, mis tähendab, et et see aegrida on 1. järku integreeritud. (lisa 6)

Kordame statsionaarsuse testimist ka sõltumatu muutujaga, milleks on vase hetkehind. Konstandi ja trendiga mudelis on trend statistiliselt mitteoluline olulisuse nivool 0,05. Ainult konstandiga mudelis muutub konstant statistiliselt mitteoluliseks, mistõttu jätkame ilma konstandi ja trendita mudeli hindamist. Ilma konstandita mudeli hindamisel kehtib nullhüpotees, mis tähendab, et esineb ühikjuur ja aegrida on mittestatsionaarne.(lisa 5) Kuna deterministliku trendiga arvestamisel säilis mudelis mittestatsionaarsus, siis tuleb diferentsida statsionaarsuse saavutamiseks. Kui sõltumatust muutujast võtta 1. järku diferentsid, siis aegrida muutub statsionaarseks. See näitab, et 1. järku diferentside võtmine eemaldas stohhastilise trendi. (lisa 7)

Järgnevalt testime kointegratsiooni esinemist logaritmitud futuur- ja hetkehindade vahel. Kointegratsiooni testime Engle-Grangeri testiga. Engle-Grangeri testi korral testitakse mõlema aegrea mittestatsionaarsust. Mõlema muutuja korral kehtib nullhüpotees, mis tähendab, et nii logaritmitud futuur- kui ka hetkehindade aegread on mittestatsionaarsed. Jääkliikmete statsionaarsuse kontrollimisel kehtib nullhüpotees, mis tähendab, et jäägid on mittestatsionaarsed. Kuna logaritmitud futuur- ja hetkehindade aegread on mittestatsionaarsed ning samuti regressioonmudeli jääkliikmed on mittestatsionaarsed, siis futuur- ja hetkehindade aegread ei ole kointegreeritud. Seetõttu futuur- ja hetkehindade lineaarne kombinatsioon ei ole statsionaarne.(lisa 8) Kordame kointegratsiooni testi sõltuva muutujaga, milleks on logaritmitud futuur- ja hetkehinna erinevus, ja hetkehinna vahel. Samuti ei ole nende mittestatsionaarsete muutujate vahel kointegratsiooni. (lisa 9)



## 8. Mudeli hindamine

Kuna nii sõltuv kui ka sõltumatu muutja olid mittestatsionaarsed tuleb OLS läbi viia baasvõrrandi (1) hindamisel logaritmitud ja 1. järku diferentsitud muutujatega. Baasvõrrandi (1) läbiviimisel saadud Gretl'i aruanne on lisas 1. Diferentsitud muutujatega OLS regressioonvõrrandis esineb tugev heteroskedastiivsus. White'i testi olulisuse tõenäosus on 0,0000. Seepärast kasutatakse OLS mudeli hindamisel kohandatud standardvigu, kuna nad võtavad arvesse võimalikku heteroskedastiivsust. Lisas 1 esitatud aruandes on kasutatud mudeli hindamisel robustseid standardvigu. Pärast esialgse mudeli hindamist kontrollime, kas mudelis esineb autokorrelatsioon.

Autokorrelatsiooni korral on parameetrite hinnangud nihketa, kuid tavaline hinnangute standardvigade arvutamise protseduur annab standardhälvete nihkega hinnangud. Seetõttu ei ole intervallhinnangud usaldusväärsed. Praktikas kasutatakse Newey-Westi poolt välja pakutud standardvigade arvutamise reeglit, mis võtab autokorrelatsiooni arvesse ning võimaldab saada mõjusad (kuid mitte nihketa) standardhälvete hinnanguid, mida tuleks usalduspiiride leidmisel kasutada. Breusch-Godfrey testi LMF teststatistiku ja  $TR^2$  olulisuse tõenäosus on kuni viitajani 12 väiksem kui 0,05, mis näitab, et mudelis esineb jääkliikmete autokorrelatsioon. Testime kuni viitajani 12, kuna tegemist on kuiste andmetega. Kui uurida Breusch-Godfrey testi abiregressiooni aruannet, siis on näha, et autokorrelatsiooni põhjustavad kõik abiregressioonkordajad peale 3., 9., 10., ja 11. abiregressioonkordaja. (lisa 1)

. Kui lisada võrrandisse trend, siis saame tulemuseks, et trendiga mudelis on ajatrend statistiliselt mitteoluline (lisa 2). Seetõttu teeme järelused ilma ajatrendita mudeli põhjal. Lisas 3 on viidud läbi regressioonmudeli hindamine, kui hetkehindasid on deflateeritud tootjahinnaindeksiga. Tootjahinnaindeksiga deflateerimine suurendas veelgi konstandi mitteolulisust ja muutis konstandi ees oleva koefitsiendi väiksemaks. Autokorrelatsiooni eemaldamiseks kasutame Prais-Winsteni protseduuri. Gretl aruanne mudeli hindamise kohta, kui kasutame Prais-Winsteni protseduuri on esitatud lisas 17. Kui võrrelda selle protseduuriga saadud mudelit baasvõrrandi hindamisel saadud mudeliga (lisa 1), siis järelused mudeli parameetrite statistilise olulisuse kohta ei muutu. Mudelis jäägid ei allu normaaljaotusele, kuna Jarque-Bera testi olulisuse tõenäosus on väiksem kui 0,05. F statistiku empiiriline väärtus on kõige suurem, kui kasutada Prais-Winsteni protseduuri, mis tähendab, et mudel paranes autokorrelatsiooni eemaldamisel. Paneme kirja mudeli, mis on hinnatud Prais-Winsteni protseduuri abil:

$$\Delta(\ln(F_t) - \ln(s_t)) = 0,0002 + -0,5551\Delta \ln\left(\frac{s_t}{USWPI_t}\right) + e_t \quad (2)$$

## 9. Mudeli tõlgendamine

Järgnevalt tõlgendame baasvõrrandi (1) hindamise tulemusi, kus nii sõltuvast kui ka sõltumatust muutujast on võetud logaritmitud 1. järku diferents, kasutatakse robustseid standardvigu heteroskedastiivuse arvestamiseks ja autokorrelatsioon on eemaldatud Prais-Winsteni protseduuri abil. Hetkehinna oodatav koefitsient on negatiivne ja nullist märkimisväärselt erinev kõigi hinnatud mudelite variatsioonide korral, mis põhinesid baasvõrrandil (1) (lisa 1-3, lisa 17). Kuna hetkehind on mudelis statistiliselt oluline, siis jooksev hetkehind selgitab üksinda suurt osa lõhest, mis on käesoleval hetkel futuur- ja spothindade vahel. Hetkehindade kasv eelmise perioodiga võrreldes on seotud samal ajaperioodil toimunud hetke- ja futuurhindade vahelise erinevuse muutustega. Kuna hetkehinna koefitsient on negatiivne ja märkimisväärselt erinev nullist, siis turud usuvad, et enamikud suurtest vasehinna kõikumistest lõpuks hääbub.

## 10. Naturaalse gaasi futuur- ja hetkehinnad ja nende modelleerimine

Järgnevalt me uurime, kas vase futuuride ja hetkehindade suhe kohta saadud tulemused kehtivad ka teiste alusvarade puhul. Seekord me vaatleme mitte tooraine- vaid energiaturgu, täpsemalt naturaalse gaasi (NG Henry Hub) kaheksakuiseid futuure ja neile vastavaid hetkehindu.

Käesolevas alajaotises me katsetame sama, IMFi poolt 2002. a pakutud mudeli:

$$\ln(f_t) - \ln(s_t) = \alpha + \beta \ln(s_t / US WPI_t) + e_t \quad (1)$$

aga testimiseks kasutame väiksema tiheduse ja lühema perioodiga andmed, et vältida mittestatsionaarsuse esinemist sõltumatus muutujas. Seekord on vaatluse all 8-kuised futuurid, ehk futuurid, mille tähtpäevumiseni on jäänud 8 kuud. Me interpreteerime sõltuvat tunnust kui naturaalse gaasi hetkehindade oodatavat muutuse määra järgmise 8 kuu jooksul. Regressioonianalüüsi vaatluse all on 63 kuist väärtust, detsemberist 2002 veebruarini 2008, kuigi terve kättesaadav periood oli aprill 1990 – detsember 2014. Lühema perioodi kasuks otsustamise põhjuseks on see, et kogu kasutatava aegrea vältel sõltuva muutuja keskväärts muutub. Seda illustreerib graafik lisa 25. Graafiku visuaalsel uurimisel näib, et lõigul detsember 2002 – veebruar 2008 trendi ei esine – suured positiivsed šokid kompenseeruvad suurte negatiivsete šokkidega ja enamuse ajast kõigub hetkehind kitsas vahemikus.

Kontrollime meie oletusi lisavõimalustega Dickey-Fuller (ADF) testi abil, millele lisame 12 viitaega kuna tegemist on kuiste andmetega. Esimesena testime sõltumatut muutujat, milleks on logaritmitud naturaalse gaasi reaalne hetkehind miljoni Briti soojusühiku kohta. Reaalne hind on saadud nominaalse hinna deflateerimisel aastase Wholesale Price Index'iga, mis on peaaegu kuue vaadeldava aasta jooksul märkimisväärselt muutunud. Indeksi baasaastaks on 2010. ADF testi tulemused on toodud lisas 26. Kõigepealt uuritakse trendi ja konstandiga regressioonimudelit. Trend osutub mitteoluliseks nivool 0.05, seepärast vaatleme konstandiga mudelit. Konstandiga mudelis on konstant statistiliselt oluline, seega teeme järelduse selle mudeli põhjal. Nullhüpotees on ümberlükatud, mis tähendab, et ühikjuur puudub ja protsess on statsionaarne. Järgnevalt uurime sõltuva tunnuse statsionaarsust, milleks on logaritmitud futuur- ja hetkehindade vahe. ADF testi tulemused on esitatud lisas 27. Kuna nii trend konstandi ja trendiga mudelis kui ka konstant konstandiga mudelis on mitteolulised, siis teeme järelduse ilma konstandita mudeli põhjal. Konstandita mudelis on nullhüpotees ühikjuure esinemise kohta lükatud tagasi, mistõttu sõltuv muutuja on samuti statsionaarne.

Kuna mõlemad tunnused on statsionaarsed, siis saame läbi viia hariliku regressioonanalüüsi ilma muutujate diferentsimiseta. Kointegratsiooni pole vaja testida, kuna oleme juba tõestanud, et mõlemad aegread on statsionaarsed. Vähimruutude meetodil saadud regressioonanalüüsi tulemused on esitatud lisas 28. Mudel on statistiliselt oluline  $p$ -väärtusega 0.000124, konstandi ja  $\beta$ -kordaja hinnagud on statistiliselt olulised nivool 0.05. Heteroskedastiivsust ei esine – White'i testi nullhüpotees homoskedastiivsuse kohta on vastu võetud. Jääkliikmed alluvad normaaljaotusele – Doornik-Hanseni testi nullhüpotees on vastu võetud. Autokorrelatsiooni kontrollimiseks viime läbi Breusch-Godfrey testi – leiame, et kehtib alternatiivne hüpotees, järelikult järjestikuste jääkliikmete vahel esineb autokorrelatsioon. Teeme järelduse, et hinnatud parameetrid on nihketa, mõjusad, aga ei ole efektiivsed, kuna standardvead on nihkega. Autokorrelatsiooni põhjuseks on tõenäoliselt naturaalse gaasi hindade muutustes esinev sesoonsus – talvel kütuseallikate hind tavapäraselt tõuseb. Järgmise sammuna me püüame autokorrelatsiooni eemaldada Cochran-Orcutti meetodiga.

Rakendame Cochran-Orcutti protseduuri. Esiteks, salvestame jääkliikmed eelnevalt hinnatud mudelist (1) ja regresseerime jääkliiget  $u_t$  tema enda 1. järku viitajaga,  $u_{t-1}$  mudeli  $u_t = \rho u_{t-1} + v_t$  järgi, kusjuures konstant on mudelist välja jäetud, kuna  $E(u_t) = 0$ . Jääkliikmete regressioonanalüüsi tulemused on toodud lisas 29. Edasi kasutame leitud  $p$ -kordaja väärtust (beetat), milleks on 0.776515. Järgmiselt lisame originaalse mudeli (1) muutujatele nende 1. järku viitajad ja konstrueerime autokorrelatsiooni arvestatava mudeli:

$$y_t^* = b_1^* + b_2 x_{2t}^* + v_t \quad (3)$$

kus  $y_t^* = y_t - p y_{t-1}$ ,  $b_1^* = (1-p)b_1$  ja  $x_{2t}^* = (x_{2t} - p x_{2t-1})$ .

Viimasena rakendame uuele mudelile (2) OLS regressiooni. Tulemused on esitatud lisas 30. Testime autokorrelatsiooni uuesti ja näeme, et autokorrelatsiooni enam ei esine, järelikult Cochran-Orcutt'i protseduur õnnestus. Veel märkame, et Akaike informatsioonikriteerium on eelneva mudeliga võrreldes vähenenud ( $-131.2756 < -57.38134$ ), samuti vähenes ka F-testi p-väärtus ( $1.98 \cdot 10^{-12} < 0.000124$ ), seega mudel on paranenud. Paneme kirja hinnatud mudeli:

$$\ln(f_t) - \ln(s_t) = 0.341 - 0.684 \ln(s_t / US WPI_t) + u_t \quad (4)$$

Me interpreteerime beeta-kordaja absoluutväärtust kui hetkehinnade šokkide tasakaalu tasemele tagasipöördumise kiiruse eeldatavat määra. Miinusmärk  $\beta$  ees on tüüpiline futuur- ja hetkehinnade vaheliste regressioonmudelite korral ja tähendab seda, et kui hetkehinnad tõusevad, tähtpäeva hinnad, mis on orienteerunud tulevikule, hoopis langevad, ja vastupidi. 1% tõus reaalsetes hetkehinnades viib 0.684% langusele 8-kuiste tähtpäevahindade (st futuuride hindade, mille tähtpäevumiseni on jäänud 8 kuud) ja hetkehinnade vahes. Samuti saab arvutada naturaalse gaasi eeldatud tasakaaluhinda, kui võtame võrrandi vasaku poole võrdseks nulliga. Saame  $-\alpha/\beta = 0.499$ , naturaallogaritmisis mõõdetuna. Potentseerimine annab tasakaalustatud reaalhinnaks 1.647.

Lõpuks uurime, kas naturaalse gaasi futuurhindadel on märkimisväärne prognoosimisvõime või mitte. Selleks me esmalt identifitseerime logaritmitud hetkehinna aegrea korrelogrammi põhjal. Lisa 31 graafikult leiame, et aegrea liikmete ACF korrelogrammi koefitsiendid vähenevad aeglaselt nullini ja PACF'i viitajaga 1 koefitsient on suur, teised koefitsiendid jäävad nulli piiridesse. Järeldame, et tegemist on ARMA(1,0) protsessiga. Järgnevalt me viime läbi rea dunaamilisi valimist väljapoole jäävaid (out-of-sample) prognoose, baseerudes ARIMA mudeli hinnangutel. Kuna dunaamiline prognoos sõltub suurel määral ajahetkel  $t$  teada olevast informatsiooni kogumist, siis ARIMA modelleerimiseks kasutame erineva mahuga valimeid – alustame 12 kuise väärtusega 1990. a aprillist kuni 1991. a veebruarini ja lõpetame 120 kuise valimimahuga 1990. a aprillist kuni 2000. a veebruarini, lisades iga järgneva prognoosi jaoks veel 12 prognoosielset vaatlusi. Iga prognoosi koostame kaheksa tundmatu väärtuse peale. Prognoositäpsust me hindame Theil'i U väärtuse põhjal – kui Theil'i U on ühest suurem, siis mudeli abil tehtud prognoosi ruutkeskmise viga (RMSE) on suurem kui naiivse prognoosi ruutkeskmise viga, kusjuures naiivne prognoos on lihtne oletus, et iga järgmine  $y$  väärtus on võrdne eelmisega, ehk  $y_{t+1} = y_t$ . Järgnevalt me siirdume futuurhindade ennustusvõime testimisele. Selleks me regresseerime vähimruutude meetodiga prognoosimudelit:

$$s_{t+1} = f_{t,t+1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

kus  $s_{t+1}$  - nominaalse hetkehinna tegelik väärtust,

$f_{t,t+1}$  - futuurhind ajahetkel  $t$ , kui  $t+1$  on hetkehinna prognoos.

Enne regressioonanalüüsi läbiviimist me nihutame tähtpäevahindu 8 perioodi võrra aktuaalsetele hetkehindadele lähemale (saame  $t-8$  viitajad), et seostada  $s_{t+1}$  väärtusi  $f_t$  väärtustega. Seepärast konstrueerime staatilised prognoosid prognoosimismudeli täpsuse testimiseks ja saame kätte Theil'i  $U$  hinnangud. Nagu ka AR(1) mudeliga prognoosimisel, suurendame samm-sammult prognoosieelset valimimahtu 12 väärtuse võrra. Mõlema mudeli põhjal saadud ennustuste Theil'i  $U$  hinnangud on toodud lisas 32. Saadud tulemused näitavad, et kaheksakuise vaatevälja mõttes futuurid ei ole väga edukad ennustajad, kuna nende Theil'i  $U$  näitajad on ühest suuremad, aga nad on tunduvalt rohkem edukad, kui tegelikud ajaloolised hetkehinnad, mis võidavad naiivse prognoosi üle ainult üks kord – siis, kui prognoosile eelneb 10 aastat vaatlust.

Saadud tulemused kaheksakuiste NG futuuride puuduliku ennustusvõime kohta leiavad kinnitust USA Energy Information Administration'i naturaalse gaasi töörühma poolt 2005. a kirjutatud artiklis, kus uuritakse NYMEX'i börsil kaubeldavate naturaalse gaasi futuuride hindu kolme järjestikuse aasta kütteaegadel (november – märts aastail 2003-06) ja leitakse, et enamik futuurilepingutest aeguvad tegelikult 4% erinevusega hetkehindadest. Samas artiklis on täheldatud, et futuurid on üldiselt kehvad lõplike spot-hindade ennustajad ja hakkavad viitama tulevasele hetkehinnale paremini ainult viimase kuu jooksul ning ka siis mõneprotsendilise veaga (An assessment of prices... 2005). Teeme järelduse, et sarnaselt vase futuuridega kauplejatele oletavad naturaalse gaasi futuuridega kauplejad, et kõik alusvara hinnad on ajutised ning orienteeruvad kindlale tasakaaluhinnale, millele hetkehinnad peaksid pikemas perspektiivis tagasi pöörduma. Naturaalse gaasi futuuride prognoosimisvõime on aga osutunud kahtlaseks ja vajab edasist uurimist.

## **VIIDATUD ALLIKAD:**

An assessment of prices of natural gas futures as a predictor of realized spot prices at the Henry Hub. Energy Information Administration.

[https://www.eia.gov/pub/oil\\_gas/natural\\_gas/feature\\_articles/2005/futures/futures.pdf](https://www.eia.gov/pub/oil_gas/natural_gas/feature_articles/2005/futures/futures.pdf) (18.12.2015)

French R. K. (1986). Detecting Spot Price Forecasts in Futures Prices

International Monetary Fund. (2002). Chile: Selected Issues. IMF Country Report No. 2/163.

Reeve A. T., Vigfusson J. R. (2011). Evaluating the Forecasting Performance of Commodity Futures Prices.

## Lisa 1. Diferentsitud muutujate regressioonanalüüs koos autokorrelatsiooni, heteroskedastiivsuse ja jääkliikmete normaaljaotuse testidega

Model 7: OLS, using observations 1980:02-2015:11 (T = 430)

Dependent variable: d\_y

HAC standard errors, bandwidth 5 (Bartlett kernel)

|                    | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i>  | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> |     |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const              | 0,00105688         | 0,00131516         | 0,8036         | 0,4221         |     |
| d_1_Cash           | -0,544121          | 0,0392185          | -13,8741       | <0,0001        | *** |
| Mean dependent var | 0,000277           | S.D. dependent var |                | 0,048519       |     |
| Sum squared resid  | 0,494102           | S.E. of regression |                | 0,033977       |     |
| R-squared          | 0,510753           | Adjusted R-squared |                | 0,509609       |     |
| F(1, 428)          | 192,4901           | P-value(F)         |                | 2,10e-36       |     |
| Log-likelihood     | 845,1482           | Akaike criterion   |                | -1686,296      |     |
| Schwarz criterion  | -1678,169          | Hannan-Quinn       |                | -1683,087      |     |
| rho                | -0,270440          | Durbin-Watson      |                | 2,517742       |     |

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 1980:02-2015:11 (T = 430)

Dependent variable: uhat<sup>2</sup>

|             | coefficient | std. error  | t-ratio | p-value   |     |
|-------------|-------------|-------------|---------|-----------|-----|
| const       | 0,000814864 | 0,000132937 | 6,130   | 2,00e-09  | *** |
| d_1_Cash    | 0,00160120  | 0,00194942  | 0,8214  | 0,4119    |     |
| sq_d_1_Cash | 0,0818784   | 0,0124619   | 6,570   | 1,46e-010 | *** |

Unadjusted R-squared = 0,091851

Test statistic:  $TR^2 = 39,496010$ ,

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(2) > 39,496010) = 0,000000$

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 12

OLS, using observations 1980:02-2015:11 (T = 430)

Dependent variable: uhat

|       | coefficient  | std. error | t-ratio | p-value |
|-------|--------------|------------|---------|---------|
| const | -0,000238779 | 0,00148626 | -0,1607 | 0,8724  |

## Lisa 1. jätk

|          |             |           |          |           |     |
|----------|-------------|-----------|----------|-----------|-----|
| d_1_Cash | 0,115163    | 0,0271874 | 4,236    | 2,81e-05  | *** |
| uhat_1   | -0,473417   | 0,0547765 | -8,643   | 1,20e-016 | *** |
| uhat_2   | -0,225070   | 0,0529787 | -4,248   | 2,66e-05  | *** |
| uhat_3   | -0,00495848 | 0,0522303 | -0,09493 | 0,9244    |     |
| uhat_4   | 0,104081    | 0,0509474 | 2,043    | 0,0417    | **  |
| uhat_5   | 0,183132    | 0,0512397 | 3,574    | 0,0004    | *** |
| uhat_6   | 0,148204    | 0,0517525 | 2,864    | 0,0044    | *** |
| uhat_7   | 0,127989    | 0,0521247 | 2,455    | 0,0145    | **  |
| uhat_8   | 0,106392    | 0,0523058 | 2,034    | 0,0426    | **  |
| uhat_9   | 0,0544990   | 0,0515237 | 1,058    | 0,2908    |     |
| uhat_10  | 0,179002    | 0,0515697 | 3,471    | 0,0006    | *** |
| uhat_11  | 0,0957921   | 0,0512942 | 1,868    | 0,0625    | *   |
| uhat_12  | 0,0374758   | 0,0484626 | 0,7733   | 0,4398    |     |

Test statistic: LMF = 8,723088,

with p-value =  $P(F(12,416) > 8,72309) = 6,7e-015$

Alternative statistic:  $TR^2 = 86,447313$ ,

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(12) > 86,4473) = 2,4e-013$

Test for null hypothesis of normal distribution:

Chi-square(2) = 108,478 with p-value 0,00000



## Lisa 2. Trendiga mudeli regressioonanalüüs

Model 8: OLS, using observations 1980:02-2015:11 (T = 430)

Dependent variable: d\_y

HAC standard errors, bandwidth 5 (Bartlett kernel)

|                    | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i>  | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> |     |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const              | 0,000170684        | 0,00362847         | 0,0470         | 0,9625         |     |
| d_1_Cash           | -0,544354          | 0,0395925          | -13,7489       | <0,0001        | *** |
| time               | 4,09481e-06        | 1,23781e-05        | 0,3308         | 0,7410         |     |
| Mean dependent var | 0,000277           | S.D. dependent var |                | 0,048519       |     |
| Sum squared resid  | 0,493991           | S.E. of regression |                | 0,034013       |     |
| R-squared          | 0,510862           | Adjusted R-squared |                | 0,508571       |     |
| F(2, 427)          | 107,0753           | P-value(F)         |                | 2,04e-38       |     |
| Log-likelihood     | 845,1965           | Akaike criterion   |                | -1684,393      |     |
| Schwarz criterion  | -1672,202          | Hannan-Quinn       |                | -1679,579      |     |
| rho                | -0,270518          | Durbin-Watson      |                | 2,518090       |     |

### Lisa 3. Reaalse hetkehinna regressioonanalüüs

Model 3: OLS, using observations 1980:02-2015:11 (T = 430)

Dependent variable: d\_y

HAC standard errors, bandwidth 5 (Bartlett kernel)

|                    | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i>  | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> |     |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const              | 0,000156915        | 0,00134292         | 0,1168         | 0,9070         |     |
| d_1_realspot       | -0,58029           | 0,0458423          | -12,6584       | <0,0001        | *** |
| Mean dependent var | 0,000277           | S.D. dependent var |                | 0,048519       |     |
| Sum squared resid  | 0,516757           | S.E. of regression |                | 0,034747       |     |
| R-squared          | 0,488320           | Adjusted R-squared |                | 0,487124       |     |
| F(1, 428)          | 160,2350           | P-value(F)         |                | 2,05e-31       |     |
| Log-likelihood     | 835,5094           | Akaike criterion   |                | -1667,019      |     |
| Schwarz criterion  | -1658,891          | Hannan-Quinn       |                | -1663,810      |     |
| rho                | -0,261245          | Durbin-Watson      |                | 2,500048       |     |

## Lisa 4. Sõltuva muutuja ADF test

Augmented Dickey-Fuller test for y  
including 12 lags of (1-L)y  
sample size 418  
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant  
model:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of (a - 1): -0,00161577  
test statistic:  $\tau_{nc}(1) = -0,480281$   
asymptotic p-value 0,5081  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,002  
lagged differences:  $F(12, 405) = 1,315 [0,2071]$

Augmented Dickey-Fuller regression  
OLS, using observations 1981:02-2015:11 (T = 418)  
Dependent variable: d\_y

|        | coefficient | std. error | t-ratio | p-value  |
|--------|-------------|------------|---------|----------|
| y_1    | -0,00161577 | 0,00336422 | -0,4803 | 0,5081   |
| d_y_1  | -0,0865253  | 0,0496827  | -1,742  | 0,0823 * |
| d_y_2  | 0,0154311   | 0,0498148  | 0,3098  | 0,7569   |
| d_y_3  | -0,0268831  | 0,0497618  | -0,5402 | 0,5893   |
| d_y_4  | -0,0397784  | 0,0496448  | -0,8013 | 0,4235   |
| d_y_5  | 0,0694445   | 0,0495165  | 1,402   | 0,1615   |
| d_y_6  | 0,0107927   | 0,0496720  | 0,2173  | 0,8281   |
| d_y_7  | -0,0122067  | 0,0497269  | -0,2455 | 0,8062   |
| d_y_8  | -0,0764672  | 0,0495710  | -1,543  | 0,1237   |
| d_y_9  | -0,0914076  | 0,0496596  | -1,841  | 0,0664 * |
| d_y_10 | 0,0554556   | 0,0496523  | 1,117   | 0,2647   |
| d_y_11 | 0,0320970   | 0,0497409  | 0,6453  | 0,5191   |
| d_y_12 | 0,0453726   | 0,0489984  | 0,9260  | 0,3550   |

AIC: -1341,92    BIC: -1289,45    HQC: -1321,18

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of (a - 1): -0,0103914  
test statistic:  $\tau_c(1) = -1,3932$   
asymptotic p-value 0,5873  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,003  
lagged differences:  $F(12, 404) = 1,283 [0,2259]$

Augmented Dickey-Fuller regression  
OLS, using observations 1981:02-2015:11 (T = 418)  
Dependent variable: d\_y

|       | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |
|-------|-------------|------------|---------|---------|
| const | 0,00684261  | 0,00519174 | 1,318   | 0,1883  |
| y_1   | -0,0103914  | 0,00745865 | -1,393  | 0,5873  |
| d_y_1 | -0,0818241  | 0,0497655  | -1,644  | 0,1009  |
| d_y_2 | 0,0197885   | 0,0498792  | 0,3967  | 0,6918  |
| d_y_3 | -0,0222492  | 0,0498408  | -0,4464 | 0,6555  |
| d_y_4 | -0,0354908  | 0,0497063  | -0,7140 | 0,4756  |
| d_y_5 | 0,0732142   | 0,0495542  | 1,477   | 0,1403  |
| d_y_6 | 0,0148675   | 0,0497231  | 0,2990  | 0,7651  |

## Lisa 4. jätk

|        |             |           |         |          |
|--------|-------------|-----------|---------|----------|
| d_y_7  | -0,00806578 | 0,0497810 | -0,1620 | 0,8714   |
| d_y_8  | -0,0720815  | 0,0496377 | -1,452  | 0,1472   |
| d_y_9  | -0,0876230  | 0,0496975 | -1,763  | 0,0786 * |
| d_y_10 | 0,0585695   | 0,0496634 | 1,179   | 0,2390   |
| d_y_11 | 0,0354273   | 0,0497599 | 0,7120  | 0,4769   |
| d_y_12 | 0,0490275   | 0,0490324 | 0,9999  | 0,3180   |

AIC: -1341,71    BIC: -1285,21    HQC: -1319,37

with constant and trend

model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

estimated value of  $(a - 1)$ : -0,010892

test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -1,3761$

asymptotic p-value 0,8681

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,003

lagged differences:  $F(12, 403) = 1,279 [0,2280]$

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS, using observations 1981:02-2015:11 (T = 418)

Dependent variable: d\_y

|        | coefficient | std. error  | t-ratio | p-value  |
|--------|-------------|-------------|---------|----------|
| const  | 0,00627638  | 0,00598559  | 1,049   | 0,2950   |
| y_1    | -0,0108920  | 0,00791510  | -1,376  | 0,8681   |
| d_y_1  | -0,0813708  | 0,0498816   | -1,631  | 0,1036   |
| d_y_2  | 0,0202874   | 0,0500072   | 0,4057  | 0,6852   |
| d_y_3  | -0,0217462  | 0,0499699   | -0,4352 | 0,6637   |
| d_y_4  | -0,0349870  | 0,0498357   | -0,7020 | 0,4831   |
| d_y_5  | 0,0737108   | 0,0496816   | 1,484   | 0,1387   |
| d_y_6  | 0,0154039   | 0,0498618   | 0,3089  | 0,7575   |
| d_y_7  | -0,00762882 | 0,0498930   | -0,1529 | 0,8786   |
| d_y_8  | -0,0715810  | 0,0497662   | -1,438  | 0,1511   |
| d_y_9  | -0,0871566  | 0,0498169   | -1,750  | 0,0810 * |
| d_y_10 | 0,0591578   | 0,0498182   | 1,187   | 0,2357   |
| d_y_11 | 0,0360553   | 0,0499279   | 0,7221  | 0,4706   |
| d_y_12 | 0,0495323   | 0,0491622   | 1,008   | 0,3143   |
| time   | 3,93896e-06 | 2,06462e-05 | 0,1908  | 0,8488   |

AIC: -1339,75    BIC: -1279,21    HQC: -1315,82

## Lisa 5. Logaritmitud sõltumatu muutuja ADF test

Augmented Dickey-Fuller test for l\_Cash  
including 12 lags of (1-L)l\_Cash  
sample size 418  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test without constant  
model:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0,00469202  
test statistic:  $\tau_{nc}(1) = -1,07649$   
asymptotic p-value 0,2555  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,000  
lagged differences:  $F(12, 405) = 8,242 [0,0000]$

Augmented Dickey-Fuller regression  
OLS, using observations 1981:02-2015:11 (T = 418)  
Dependent variable: d\_l\_Cash

|             | coefficient | std. error | t-ratio | p-value   |     |
|-------------|-------------|------------|---------|-----------|-----|
| l_Cash_1    | -0,00469202 | 0,00435862 | -1,076  | 0,2555    |     |
| d_l_Cash_1  | 0,392334    | 0,0497210  | 7,891   | 2,83e-014 | *** |
| d_l_Cash_2  | -0,0498721  | 0,0528308  | -0,9440 | 0,3457    |     |
| d_l_Cash_3  | 0,0124306   | 0,0528606  | 0,2352  | 0,8142    |     |
| d_l_Cash_4  | -0,0434649  | 0,0529179  | -0,8214 | 0,4119    |     |
| d_l_Cash_5  | 0,101788    | 0,0524653  | 1,940   | 0,0531    | *   |
| d_l_Cash_6  | -0,0441360  | 0,0526965  | -0,8376 | 0,4028    |     |
| d_l_Cash_7  | -0,0163263  | 0,0525561  | -0,3106 | 0,7562    |     |
| d_l_Cash_8  | -0,148093   | 0,0522375  | -2,835  | 0,0048    | *** |
| d_l_Cash_9  | 0,0303820   | 0,0526043  | 0,5776  | 0,5639    |     |
| d_l_Cash_10 | -0,00629482 | 0,0525992  | -0,1197 | 0,9048    |     |
| d_l_Cash_11 | 0,140286    | 0,0515349  | 2,722   | 0,0068    | *** |
| d_l_Cash_12 | -0,0117022  | 0,0484212  | -0,2417 | 0,8092    |     |

AIC: -1193,56 BIC: -1141,1 HQC: -1172,82

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0,00634935  
test statistic:  $\tau_c(1) = -1,362$   
asymptotic p-value 0,6025  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,000  
lagged differences:  $F(12, 404) = 8,218 [0,0000]$

Augmented Dickey-Fuller regression  
OLS, using observations 1981:02-2015:11 (T = 418)  
Dependent variable: d\_l\_Cash

|            | coefficient | std. error | t-ratio | p-value   |     |
|------------|-------------|------------|---------|-----------|-----|
| const      | 0,00301303  | 0,00300646 | 1,002   | 0,3169    |     |
| l_Cash_1   | -0,00634935 | 0,00466177 | -1,362  | 0,6025    |     |
| d_l_Cash_1 | 0,391390    | 0,0497297  | 7,870   | 3,28e-014 | *** |
| d_l_Cash_2 | -0,0495917  | 0,0528312  | -0,9387 | 0,3485    |     |
| d_l_Cash_3 | 0,0126519   | 0,0528608  | 0,2393  | 0,8110    |     |

## Lisa 5. jätk

|             |             |           |         |        |     |
|-------------|-------------|-----------|---------|--------|-----|
| d_l_Cash_4  | -0,0433277  | 0,0529178 | -0,8188 | 0,4134 |     |
| d_l_Cash_5  | 0,101711    | 0,0524651 | 1,939   | 0,0532 | *   |
| d_l_Cash_6  | -0,0438913  | 0,0526968 | -0,8329 | 0,4054 |     |
| d_l_Cash_7  | -0,0163686  | 0,0525558 | -0,3115 | 0,7556 |     |
| d_l_Cash_8  | -0,148026   | 0,0522373 | -2,834  | 0,0048 | *** |
| d_l_Cash_9  | 0,0299791   | 0,0526056 | 0,5699  | 0,5691 |     |
| d_l_Cash_10 | -0,00653103 | 0,0525995 | -0,1242 | 0,9012 |     |
| d_l_Cash_11 | 0,140548    | 0,0515353 | 2,727   | 0,0067 | *** |
| d_l_Cash_12 | -0,0115065  | 0,0484214 | -0,2376 | 0,8123 |     |

AIC: -1192,6    BIC: -1136,1    HQC: -1170,26

with constant and trend

model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

estimated value of  $(a - 1)$ : -0,0173499

test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -2,27643$

asymptotic p-value 0,4464

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,000

lagged differences:  $F(12, 403) = 8,319 [0,0000]$

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS, using observations 1981:02-2015:11 (T = 418)

Dependent variable: d\_l\_Cash

|             | coefficient | std. error  | t-ratio  | p-value   |     |
|-------------|-------------|-------------|----------|-----------|-----|
| const       | -0,00981820 | 0,00765629  | -1,282   | 0,2004    |     |
| l_Cash_1    | -0,0173499  | 0,00762151  | -2,276   | 0,4464    |     |
| d_l_Cash_1  | 0,393928    | 0,0496072   | 7,941    | 2,02e-014 | *** |
| d_l_Cash_2  | -0,0439825  | 0,0527703   | -0,8335  | 0,4051    |     |
| d_l_Cash_3  | 0,0176881   | 0,0527823   | 0,3351   | 0,7377    |     |
| d_l_Cash_4  | -0,0383260  | 0,0528381   | -0,7253  | 0,4687    |     |
| d_l_Cash_5  | 0,105791    | 0,0523632   | 2,020    | 0,0440    | **  |
| d_l_Cash_6  | -0,0400281  | 0,0525891   | -0,7611  | 0,4470    |     |
| d_l_Cash_7  | -0,0119807  | 0,0524611   | -0,2284  | 0,8195    |     |
| d_l_Cash_8  | -0,144078   | 0,0521332   | -2,764   | 0,0060    | *** |
| d_l_Cash_9  | 0,0329516   | 0,0524808   | 0,6279   | 0,5304    |     |
| d_l_Cash_10 | -0,00354569 | 0,0524749   | -0,06757 | 0,9462    |     |
| d_l_Cash_11 | 0,140753    | 0,0513883   | 2,739    | 0,0064    | *** |
| d_l_Cash_12 | -0,00729934 | 0,0483383   | -0,1510  | 0,8800    |     |
| time        | 6,93231e-05 | 3,80617e-05 | 1,821    | 0,0693    | *   |

AIC: -1194,02    BIC: -1133,49    HQC: -1170,09

## Lisa 6.1. järku diferentsitud sõltuva muutuja ADF test

Augmented Dickey-Fuller test for  $d_y$   
 including 12 lags of  $(1-L)d_y$   
 sample size 417  
 unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test without constant  
 model:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -1,06  
 test statistic:  $\tau_{nc}(1) = -5,294$   
 asymptotic p-value 1,778e-007  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,001  
 lagged differences:  $F(12, 404) = 1,153 [0,3158]$

Augmented Dickey-Fuller regression  
 OLS, using observations 1981:03-2015:11 (T = 417)  
 Dependent variable:  $d_d_y$

|              | coefficient  | std. error | t-ratio   | p-value      |
|--------------|--------------|------------|-----------|--------------|
| $d_y_1$      | -1,06000     | 0,200227   | -5,294    | 1,78e-07 *** |
| $d_d_y_1$    | -0,0298692   | 0,192442   | -0,1552   | 0,8767       |
| $d_d_y_2$    | -0,0172357   | 0,183517   | -0,09392  | 0,9252       |
| $d_d_y_3$    | -0,0474382   | 0,173629   | -0,2732   | 0,7848       |
| $d_d_y_4$    | -0,0837329   | 0,162154   | -0,5164   | 0,6059       |
| $d_d_y_5$    | -0,0114875   | 0,151557   | -0,07580  | 0,9396       |
| $d_d_y_6$    | -0,000744868 | 0,141644   | -0,005259 | 0,9958       |
| $d_d_y_7$    | -0,0138141   | 0,131429   | -0,1051   | 0,9163       |
| $d_d_y_8$    | -0,0953433   | 0,120220   | -0,7931   | 0,4282       |
| $d_d_y_9$    | -0,185402    | 0,105801   | -1,752    | 0,0805 *     |
| $d_d_y_{10}$ | -0,130156    | 0,0906306  | -1,436    | 0,1517       |
| $d_d_y_{11}$ | -0,0986093   | 0,0727854  | -1,355    | 0,1762       |
| $d_d_y_{12}$ | -0,0487793   | 0,0490574  | -0,9943   | 0,3207       |

AIC: -1338,44    BIC: -1286,01    HQC: -1317,71

test with constant  
 model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -1,06067  
 test statistic:  $\tau_c(1) = -5,28977$   
 asymptotic p-value 5,021e-006  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,001  
 lagged differences:  $F(12, 403) = 1,150 [0,3179]$

Augmented Dickey-Fuller regression  
 OLS, using observations 1981:03-2015:11 (T = 417)  
 Dependent variable:  $d_d_y$

|              | coefficient  | std. error | t-ratio   | p-value      |
|--------------|--------------|------------|-----------|--------------|
| const        | 0,000371072  | 0,00234796 | 0,1580    | 0,8745       |
| $d_y_1$      | -1,06067     | 0,200514   | -5,290    | 5,02e-06 *** |
| $d_d_y_1$    | -0,0292557   | 0,192714   | -0,1518   | 0,8794       |
| $d_d_y_2$    | -0,0166832   | 0,183772   | -0,09078  | 0,9277       |
| $d_d_y_3$    | -0,0469628   | 0,173865   | -0,2701   | 0,7872       |
| $d_d_y_4$    | -0,0833097   | 0,162372   | -0,5131   | 0,6082       |
| $d_d_y_5$    | -0,0111115   | 0,151759   | -0,07322  | 0,9417       |
| $d_d_y_6$    | -0,000405298 | 0,141831   | -0,002858 | 0,9977       |
| $d_d_y_7$    | -0,0135367   | 0,131600   | -0,1029   | 0,9181       |
| $d_d_y_8$    | -0,0951043   | 0,120375   | -0,7901   | 0,4300       |
| $d_d_y_9$    | -0,185219    | 0,105935   | -1,748    | 0,0812 *     |
| $d_d_y_{10}$ | -0,130019    | 0,0907443  | -1,433    | 0,1527       |

## Lisa 6. jätk

```
d_d_y_11  -0,0985445    0,0728746   -1,352    0,1771
d_d_y_12  -0,0487741    0,0491168   -0,9930    0,3213
```

AIC: -1336,47    BIC: -1280    HQC: -1314,14

with constant and trend

model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

estimated value of  $(a - 1)$ : -1,06498

test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -5,28482$

asymptotic p-value 4,822e-005

1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,001

lagged differences:  $F(12, 402) = 1,145 [0,3222]$

Augmented Dickey-Fuller regression

OLS, using observations 1981:03-2015:11 (T = 417)

Dependent variable: d\_d\_y

|          | coefficient  | std. error  | t-ratio  | p-value      |
|----------|--------------|-------------|----------|--------------|
| const    | 0,00144323   | 0,00496763  | 0,2905   | 0,7716       |
| d_y_1    | -1,06498     | 0,201517    | -5,285   | 4,82e-05 *** |
| d_d_y_1  | -0,0251385   | 0,193670    | -0,1298  | 0,8968       |
| d_d_y_2  | -0,0128012   | 0,184668    | -0,06932 | 0,9448       |
| d_d_y_3  | -0,0433564   | 0,174689    | -0,2482  | 0,8041       |
| d_d_y_4  | -0,0800400   | 0,163109    | -0,4907  | 0,6239       |
| d_d_y_5  | -0,00816793  | 0,152410    | -0,05359 | 0,9573       |
| d_d_y_6  | 0,00217450   | 0,142387    | 0,01527  | 0,9878       |
| d_d_y_7  | -0,0112420   | 0,132086    | -0,08511 | 0,9322       |
| d_d_y_8  | -0,0930610   | 0,120804    | -0,7703  | 0,4415       |
| d_d_y_9  | -0,183462    | 0,106301    | -1,726   | 0,0851 *     |
| d_d_y_10 | -0,128635    | 0,0910258   | -1,413   | 0,1584       |
| d_d_y_11 | -0,0976608   | 0,0730488   | -1,337   | 0,1820       |
| d_d_y_12 | -0,0484466   | 0,0491923   | -0,9848  | 0,3253       |
| time     | -4,80309e-06 | 1,96048e-05 | -0,2450  | 0,8066       |

AIC: -1334,53    BIC: -1274,03    HQC: -1310,61



## Lisa 7. Logaritmitud ja 1. järku diferentsitud sõltumatu muutuja ADF test

Augmented Dickey-Fuller test for d\_l\_Cash  
including 12 lags of (1-L)d\_l\_Cash  
sample size 417  
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant  
model:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of (a - 1): -0,718474  
test statistic:  $\tau_{nc}(1) = -5,59147$   
asymptotic p-value 3,951e-008  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,000  
lagged differences:  $F(12, 404) = 2,335 [0,0067]$

Augmented Dickey-Fuller regression  
OLS, using observations 1981:03-2015:11 (T = 417)  
Dependent variable: d\_d\_l\_Cash

|               | coefficient | std. error | t-ratio | p-value      |
|---------------|-------------|------------|---------|--------------|
| d_l_Cash_1    | -0,718474   | 0,128495   | -5,591  | 3,95e-08 *** |
| d_d_l_Cash_1  | 0,108103    | 0,124823   | 0,8660  | 0,3870       |
| d_d_l_Cash_2  | 0,0609740   | 0,120269   | 0,5070  | 0,6124       |
| d_d_l_Cash_3  | 0,0682421   | 0,113426   | 0,6016  | 0,5477       |
| d_d_l_Cash_4  | 0,0230126   | 0,106604   | 0,2159  | 0,8292       |
| d_d_l_Cash_5  | 0,114688    | 0,0985413  | 1,164   | 0,2452       |
| d_d_l_Cash_6  | 0,0651929   | 0,0925807  | 0,7042  | 0,4817       |
| d_d_l_Cash_7  | 0,0443976   | 0,0867295  | 0,5119  | 0,6090       |
| d_d_l_Cash_8  | -0,102104   | 0,0812426  | -1,257  | 0,2096       |
| d_d_l_Cash_9  | -0,0771416  | 0,0734876  | -1,050  | 0,2945       |
| d_d_l_Cash_10 | -0,0855067  | 0,0662663  | -1,290  | 0,1977       |
| d_d_l_Cash_11 | 0,0466822   | 0,0576483  | 0,8098  | 0,4185       |
| d_d_l_Cash_12 | 0,0507207   | 0,0482765  | 1,051   | 0,2941       |

AIC: -1189,66 BIC: -1137,23 HQC: -1168,93

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of (a - 1): -0,727072  
test statistic:  $\tau_c(1) = -5,6192$   
asymptotic p-value 9,339e-007  
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,000  
lagged differences:  $F(12, 403) = 2,340 [0,0066]$

Augmented Dickey-Fuller regression  
OLS, using observations 1981:03-2015:11 (T = 417)  
Dependent variable: d\_d\_l\_Cash

|              | coefficient | std. error | t-ratio | p-value      |
|--------------|-------------|------------|---------|--------------|
| const        | 0,00169520  | 0,00282210 | 0,6007  | 0,5484       |
| d_l_Cash_1   | -0,727072   | 0,129391   | -5,619  | 9,34e-07 *** |
| d_d_l_Cash_1 | 0,115782    | 0,125574   | 0,9220  | 0,3571       |
| d_d_l_Cash_2 | 0,0680640   | 0,120942   | 0,5628  | 0,5739       |
| d_d_l_Cash_3 | 0,0747352   | 0,114030   | 0,6554  | 0,5126       |
| d_d_l_Cash_4 | 0,0288793   | 0,107134   | 0,2696  | 0,7876       |
| d_d_l_Cash_5 | 0,119815    | 0,0989879  | 1,210   | 0,2268       |
| d_d_l_Cash_6 | 0,0696632   | 0,0929524  | 0,7495  | 0,4540       |

## Lisa 7. jätk

|               |            |           |        |        |
|---------------|------------|-----------|--------|--------|
| d_d_l_Cash_7  | 0,0483804  | 0,0870510 | 0,5558 | 0,5787 |
| d_d_l_Cash_8  | -0,0987550 | 0,0814979 | -1,212 | 0,2263 |
| d_d_l_Cash_9  | -0,0745088 | 0,0736762 | -1,011 | 0,3125 |
| d_d_l_Cash_10 | -0,0835716 | 0,0663969 | -1,259 | 0,2089 |
| d_d_l_Cash_11 | 0,0478338  | 0,0577258 | 0,8286 | 0,4078 |
| d_d_l_Cash_12 | 0,0515905  | 0,0483365 | 1,067  | 0,2865 |

AIC: -1188,03    BIC: -1131,57    HQC: -1165,71

with constant and trend  
 model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
 estimated value of  $(a - 1)$ : -0,727671  
 test statistic:  $\tau_{ct}(1) = -5,59245$   
 asymptotic p-value 1,042e-005  
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,000  
 lagged differences:  $F(12, 402) = 2,334 [0,0067]$

Augmented Dickey-Fuller regression  
 OLS, using observations 1981:03-2015:11 (T = 417)  
 Dependent variable: d\_d\_l\_Cash

|               | coefficient | std. error  | t-ratio | p-value      |
|---------------|-------------|-------------|---------|--------------|
| const         | 0,00143837  | 0,00591931  | 0,2430  | 0,8081       |
| d_l_Cash_1    | -0,727671   | 0,130117    | -5,592  | 1,04e-05 *** |
| d_d_l_Cash_1  | 0,116364    | 0,126281    | 0,9215  | 0,3574       |
| d_d_l_Cash_2  | 0,0686365   | 0,121646    | 0,5642  | 0,5729       |
| d_d_l_Cash_3  | 0,0752731   | 0,114690    | 0,6563  | 0,5120       |
| d_d_l_Cash_4  | 0,0293709   | 0,107728    | 0,2726  | 0,7853       |
| d_d_l_Cash_5  | 0,120254    | 0,0995097   | 1,208   | 0,2276       |
| d_d_l_Cash_6  | 0,0700562   | 0,0934074   | 0,7500  | 0,4537       |
| d_d_l_Cash_7  | 0,0487296   | 0,0874454   | 0,5573  | 0,5777       |
| d_d_l_Cash_8  | -0,0984330  | 0,0818590   | -1,202  | 0,2299       |
| d_d_l_Cash_9  | -0,0742328  | 0,0739791   | -1,003  | 0,3163       |
| d_d_l_Cash_10 | -0,0833259  | 0,0666653   | -1,250  | 0,2121       |
| d_d_l_Cash_11 | 0,0480259   | 0,0579282   | 0,8291  | 0,4076       |
| d_d_l_Cash_12 | 0,0516898   | 0,0484381   | 1,067   | 0,2866       |
| time          | 1,15804e-06 | 2,34529e-05 | 0,04938 | 0,9606       |

AIC: -1186,03    BIC: -1125,54    HQC: -1162,12

## Lisa 8. Logaritmitud hetke- ja futuurhindade kointegratsiooni testimine

Step 1: testing for a unit root in l\_Cash

Augmented Dickey-Fuller test for l\_Cash  
including 12 lags of (1-L)l\_Cash  
sample size 418  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0,00634935  
test statistic:  $\tau_c(1) = -1,362$   
asymptotic p-value 0,6025  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,000  
lagged differences:  $F(12, 404) = 8,218 [0,0000]$

Step 2: testing for a unit root in l\_Settle

Augmented Dickey-Fuller test for l\_Settle  
including 12 lags of (1-L)l\_Settle  
sample size 418  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0,00430885  
test statistic:  $\tau_c(1) = -1,29676$   
asymptotic p-value 0,6334  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,000  
lagged differences:  $F(12, 404) = 2,872 [0,0008]$

Step 3: cointegrating regression

Cointegrating regression -  
OLS, using observations 1980:01-2015:11 (T = 431)  
Dependent variable: l\_Cash

|          | coefficient | std. error | t-ratio | p-value   |     |
|----------|-------------|------------|---------|-----------|-----|
| const    | -0,483344   | 0,0245120  | -19,72  | 4,39e-062 | *** |
| l_Settle | 0,843002    | 0,0229772  | 36,69   | 2,25e-134 | *** |

|                    |           |                    |          |
|--------------------|-----------|--------------------|----------|
| Mean dependent var | 0,239400  | S.D. dependent var | 0,615268 |
| Sum squared resid  | 39,34085  | S.E. of regression | 0,302826 |
| R-squared          | 0,758317  | Adjusted R-squared | 0,757754 |
| Log-likelihood     | -95,68896 | Akaike criterion   | 195,3779 |
| Schwarz criterion  | 203,5101  | Hannan-Quinn       | 198,5888 |
| rho                | 0,987132  | Durbin-Watson      | 0,025713 |

Step 4: testing for a unit root in uhat

Augmented Dickey-Fuller test for uhat  
including 12 lags of (1-L)uhat  
sample size 418  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

model:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0,0119845  
test statistic:  $\tau_c(2) = -1,5151$   
asymptotic p-value 0,7574  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,001  
lagged differences:  $F(12, 405) = 1,349 [0,1883]$

## Lisa 9. Sõltuva muutuja ja logaritmitud hetkehinna kointegratsiooni test

Step 1: testing for a unit root in l\_Settle

Augmented Dickey-Fuller test for l\_Settle  
including 12 lags of (1-L)l\_Settle  
sample size 418  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0,00430885  
test statistic:  $\tau_c(1) = -1,29676$   
asymptotic p-value 0,6334  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,000  
lagged differences:  $F(12, 404) = 2,872 [0,0008]$

Step 2: testing for a unit root in y

Augmented Dickey-Fuller test for y  
including 12 lags of (1-L)y  
sample size 418  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test with constant  
model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0,0103914  
test statistic:  $\tau_c(1) = -1,3932$   
asymptotic p-value 0,5873  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,003  
lagged differences:  $F(12, 404) = 1,283 [0,2259]$

Step 3: cointegrating regression

Cointegrating regression -  
OLS, using observations 1980:01-2015:11 (T = 431)  
Dependent variable: l\_Settle

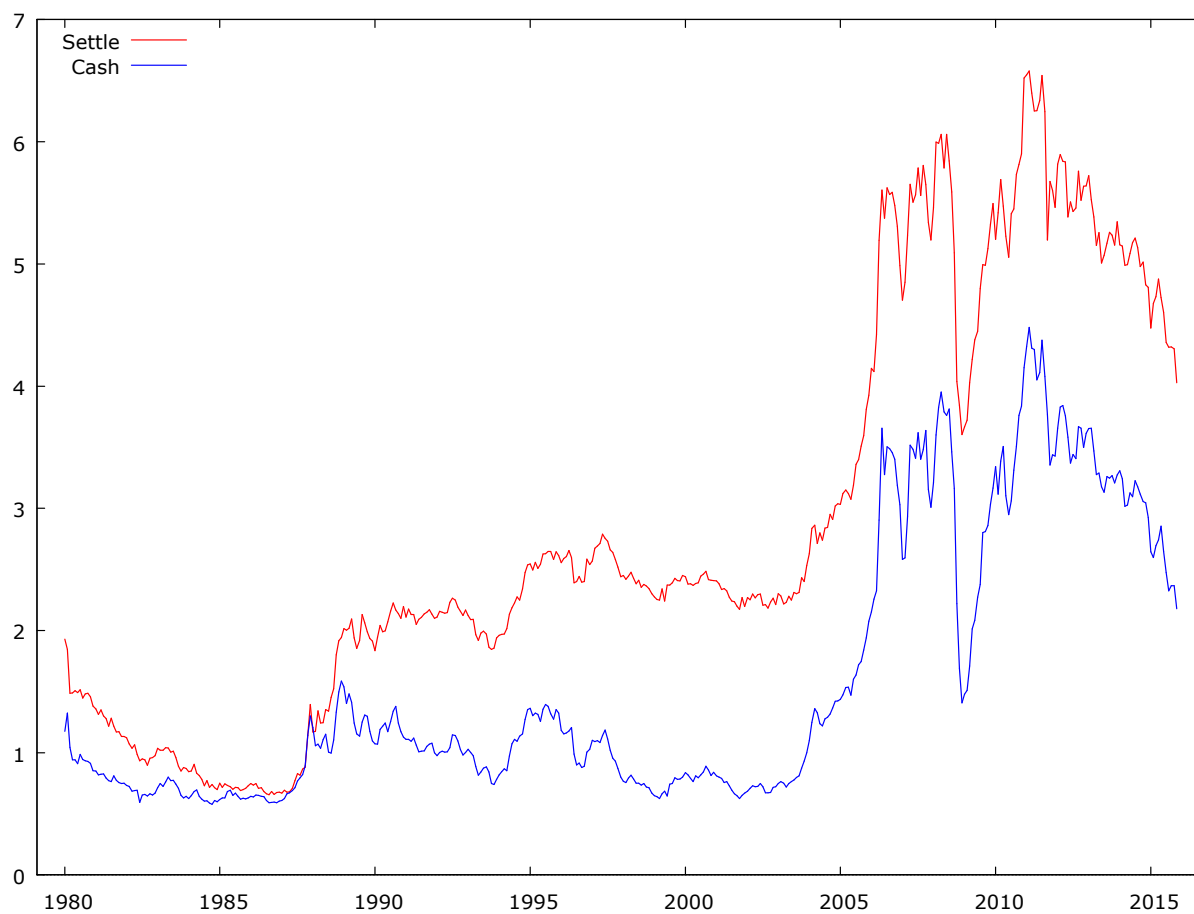
|                    | coefficient | std. error         | t-ratio  | p-value       |
|--------------------|-------------|--------------------|----------|---------------|
| const              | 0,471043    | 0,0635895          | 7,408    | 6,89e-013 *** |
| y                  | 0,625139    | 0,0914916          | 6,833    | 2,87e-011 *** |
| Mean dependent var | 0,857345    | S.D. dependent var | 0,635567 |               |
| Sum squared resid  | 156,6488    | S.E. of regression | 0,604275 |               |
| R-squared          | 0,098145    | Adjusted R-squared | 0,096043 |               |
| Log-likelihood     | -393,4546   | Akaike criterion   | 790,9092 |               |
| Schwarz criterion  | 799,0414    | Hannan-Quinn       | 794,1200 |               |
| rho                | 0,997120    | Durbin-Watson      | 0,007497 |               |

Step 4: testing for a unit root in uhat

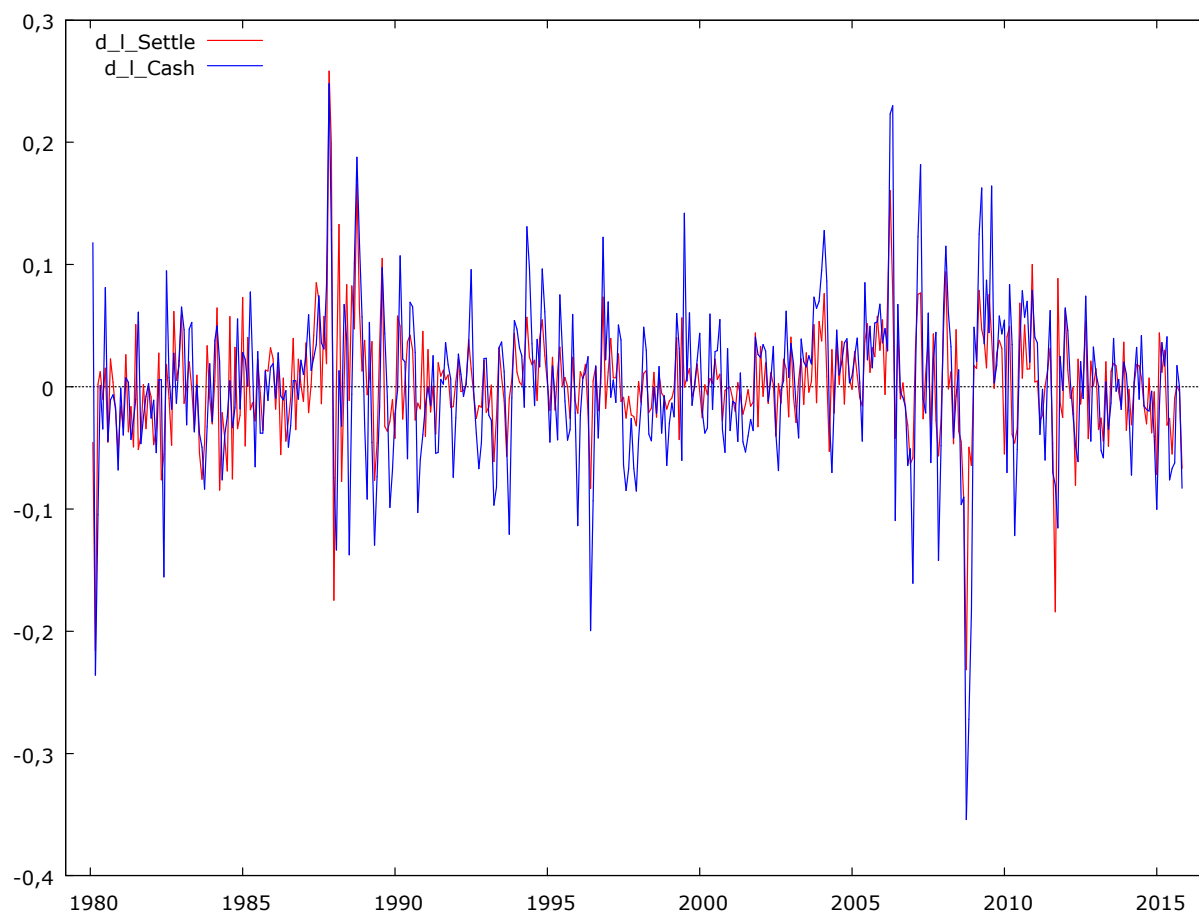
Augmented Dickey-Fuller test for uhat  
including 12 lags of (1-L)uhat  
sample size 418  
unit-root null hypothesis:  $a = 1$

model:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$   
estimated value of  $(a - 1)$ : -0,00489616  
test statistic:  $\tau_c(2) = -1,28976$   
asymptotic p-value 0,8342  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,001  
lagged differences:  $F(12, 405) = 9,883 [0,0000]$

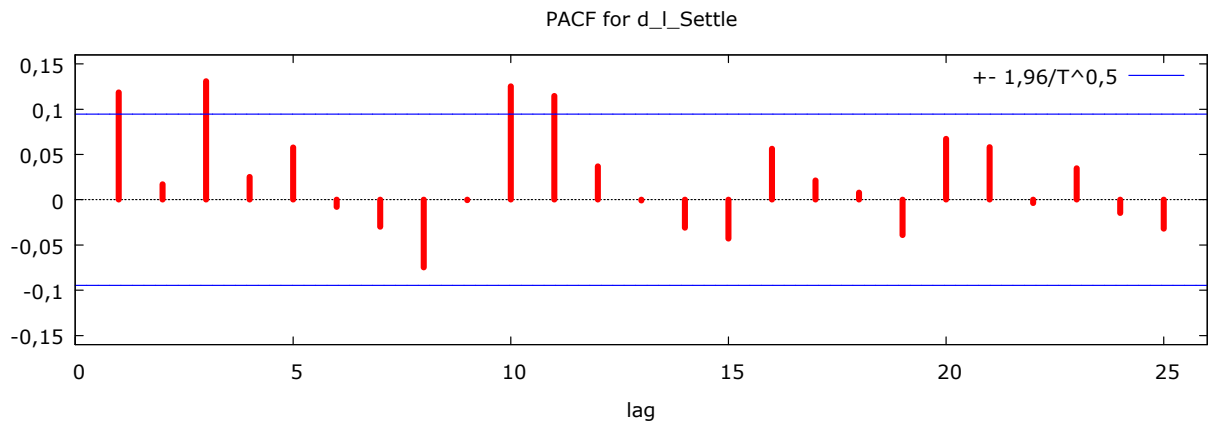
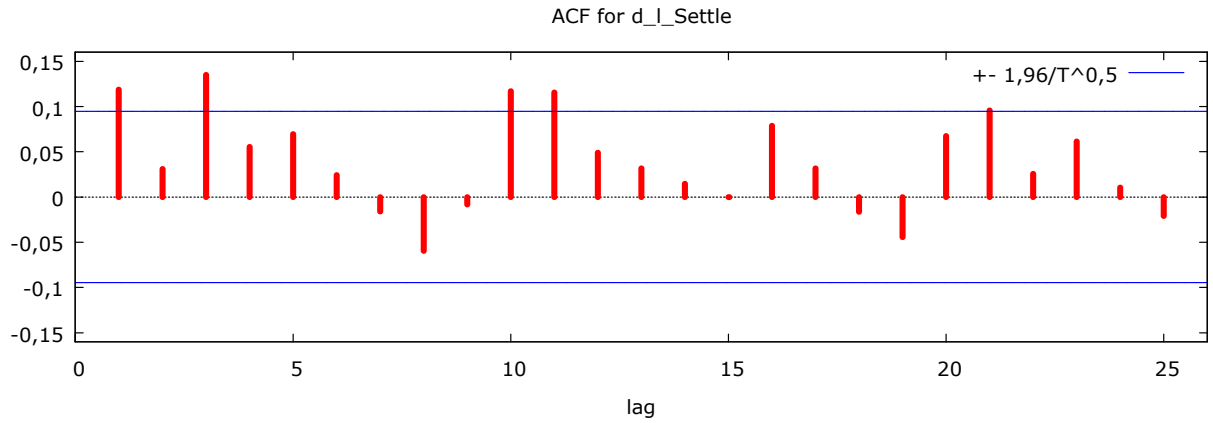
**Lisa 10. Vase futur- ja hetkehindade aegridade diagramm**



### Lisa 11. Futuur- ja hetkehindade logaritmitud 1. järku diferentside aegrea diagramm



## Lisa 12. Logaritmitud ja 1. järku diferentsitud futuurhinna aegrea korrelogramm



Autocorrelation function for d\_l\_Settle

\*\*\*, \*\*, \* indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels using standard error  $1/\sqrt{T}$

| LAG | ACF     |     | PACF    |     | Q-stat. | [p-value] |
|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----------|
| 1   | 0,1187  | **  | 0,1187  | **  | 6,0970  | [0,014]   |
| 2   | 0,0310  |     | 0,0172  |     | 6,5146  | [0,038]   |
| 3   | 0,1350  | *** | 0,1312  | *** | 14,4405 | [0,002]   |
| 4   | 0,0555  |     | 0,0253  |     | 15,7853 | [0,003]   |
| 5   | 0,0694  |     | 0,0579  |     | 17,8915 | [0,003]   |
| 6   | 0,0244  |     | -0,0079 |     | 18,1527 | [0,006]   |
| 7   | -0,0161 |     | -0,0301 |     | 18,2664 | [0,011]   |
| 8   | -0,0595 |     | -0,0748 |     | 19,8242 | [0,011]   |
| 9   | -0,0084 |     | -0,0006 |     | 19,8552 | [0,019]   |
| 10  | 0,1169  | **  | 0,1252  | *** | 25,9030 | [0,004]   |
| 11  | 0,1154  | **  | 0,1147  | **  | 31,8031 | [0,001]   |
| 12  | 0,0489  |     | 0,0369  |     | 32,8654 | [0,001]   |
| 13  | 0,0318  |     | -0,0007 |     | 33,3169 | [0,002]   |
| 14  | 0,0147  |     | -0,0309 |     | 33,4131 | [0,003]   |
| 15  | -0,0001 |     | -0,0428 |     | 33,4131 | [0,004]   |

## Lisa 12. jätk

|    |         |           |         |         |
|----|---------|-----------|---------|---------|
| 16 | 0,0788  | 0,0565    | 36,2027 | [0,003] |
| 17 | 0,0315  | 0,0215    | 36,6501 | [0,004] |
| 18 | -0,0164 | 0,0080    | 36,7718 | [0,006] |
| 19 | -0,0444 | -0,0391   | 37,6620 | [0,007] |
| 20 | 0,0673  | 0,0673    | 39,7137 | [0,005] |
| 21 | 0,0959  | ** 0,0581 | 43,8884 | [0,002] |
| 22 | 0,0258  | -0,0038   | 44,1925 | [0,003] |
| 23 | 0,0616  | 0,0347    | 45,9223 | [0,003] |
| 24 | 0,0106  | -0,0148   | 45,9733 | [0,004] |
| 25 | -0,0210 | -0,0322   | 46,1764 | [0,006] |



### Lisa 13. ARMA(2,5) mudeli hindamine logaritmitud ja 1. järku diferentsitud futuurhindade aegrea põhjal

Model 65: ARMA, using observations 1980:02-2015:11 (T = 430)

Estimated using Kalman filter (exact ML)

Dependent variable: d\_1\_Settle

Standard errors based on Hessian

|         | coefficient | std. error | z      | p-value       |
|---------|-------------|------------|--------|---------------|
| const   | 0,00151172  | 0,00283668 | 0,5329 | 0,5941        |
| phi_1   | 0,846752    | 0,0612128  | 13,83  | 1,61e-043 *** |
| phi_2   | -0,906702   | 0,0440710  | -20,57 | 4,72e-094 *** |
| theta_1 | -0,757424   | 0,0761392  | -9,948 | 2,58e-023 *** |
| theta_2 | 0,856817    | 0,0735891  | 11,64  | 2,48e-031 *** |
| theta_3 | 0,234673    | 0,0716930  | 3,273  | 0,0011 ***    |
| theta_4 | -0,0680878  | 0,0628746  | -1,083 | 0,2788        |
| theta_5 | 0,185625    | 0,0568524  | 3,265  | 0,0011 ***    |

Mean dependent var 0,001710 S.D. dependent var 0,044674

Mean of innovations 0,000108 S.D. of innovations 0,043013

Log-likelihood 742,4352 Akaike criterion -1466,870

Schwarz criterion -1430,296 Hannan-Quinn -1452,428

|        | Real    | Imaginary | Modulus | Frequency |
|--------|---------|-----------|---------|-----------|
| AR     |         |           |         |           |
| Root 1 | 0,4669  | -0,9407   | 1,0502  | -0,1767   |
| Root 2 | 0,4669  | 0,9407    | 1,0502  | 0,1767    |
| MA     |         |           |         |           |
| Root 1 | 0,5329  | -0,9207   | 1,0638  | -0,1665   |
| Root 2 | 0,5329  | 0,9207    | 1,0638  | 0,1665    |
| Root 3 | -1,7508 | 0,0000    | 1,7508  | 0,5000    |
| Root 4 | 0,5258  | -1,5628   | 1,6489  | -0,1983   |
| Root 5 | 0,5258  | 1,5628    | 1,6489  | 0,1983    |

## Lisa 14. Uue ARMA(2,5) mudeli hindamine

Model 66: ARMA, using observations 1980:02-2015:11 (T = 430)

Estimated using Kalman filter (exact ML)

Dependent variable: d\_1\_Settle

Standard errors based on Hessian

|         | coefficient | std. error | z      | p-value   |     |
|---------|-------------|------------|--------|-----------|-----|
| phi_1   | 0,844601    | 0,0648619  | 13,02  | 9,23e-039 | *** |
| phi_2   | -0,894924   | 0,0455872  | -19,63 | 8,40e-086 | *** |
| theta_1 | -0,752572   | 0,0803502  | -9,366 | 7,52e-021 | *** |
| theta_2 | 0,874628    | 0,0773226  | 11,31  | 1,15e-029 | *** |
| theta_3 | 0,177399    | 0,0532574  | 3,331  | 0,0009    | *** |
| theta_5 | 0,150427    | 0,0482539  | 3,117  | 0,0018    | *** |

Mean dependent var 0,001710 S.D. dependent var 0,044674

Mean of innovations 0,001209 S.D. of innovations 0,043085

Log-likelihood 741,7134 Akaike criterion -1469,427

Schwarz criterion -1440,980 Hannan-Quinn -1458,194

|        | Real    | Imaginary | Modulus | Frequency |
|--------|---------|-----------|---------|-----------|
| AR     |         |           |         |           |
| Root 1 | 0,4719  | -0,9459   | 1,0571  | -0,1764   |
| Root 2 | 0,4719  | 0,9459    | 1,0571  | 0,1764    |
| MA     |         |           |         |           |
| Root 1 | 0,5387  | -0,9133   | 1,0604  | -0,1652   |
| Root 2 | 0,5387  | 0,9133    | 1,0604  | 0,1652    |
| Root 3 | -1,9762 | 0,0000    | 1,9762  | 0,5000    |
| Root 4 | 0,4494  | -1,6703   | 1,7297  | -0,2082   |
| Root 5 | 0,4494  | 1,6703    | 1,7297  | 0,2082    |

## Lisa 15. Jääkiiikmete autokorrelatsiooni test ja jääkiiikmete korrelogramm

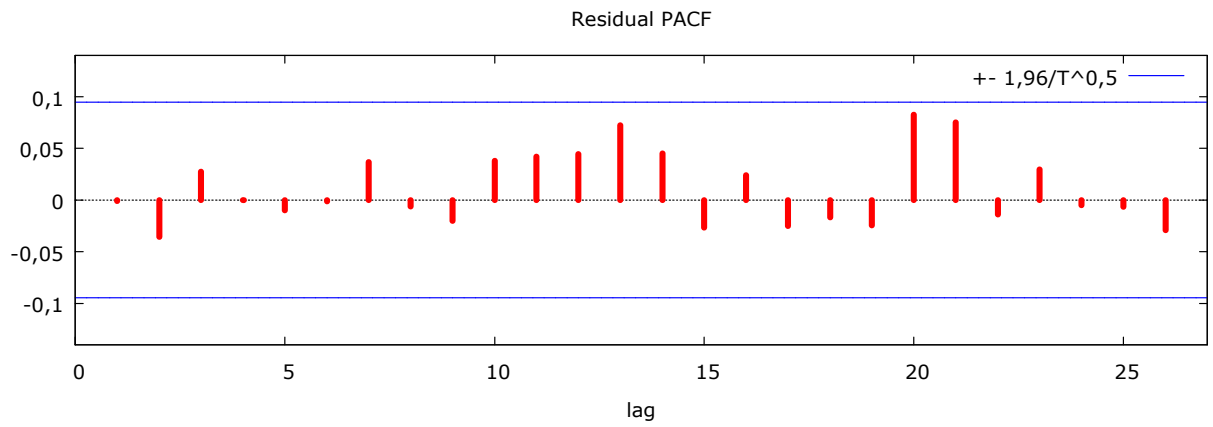
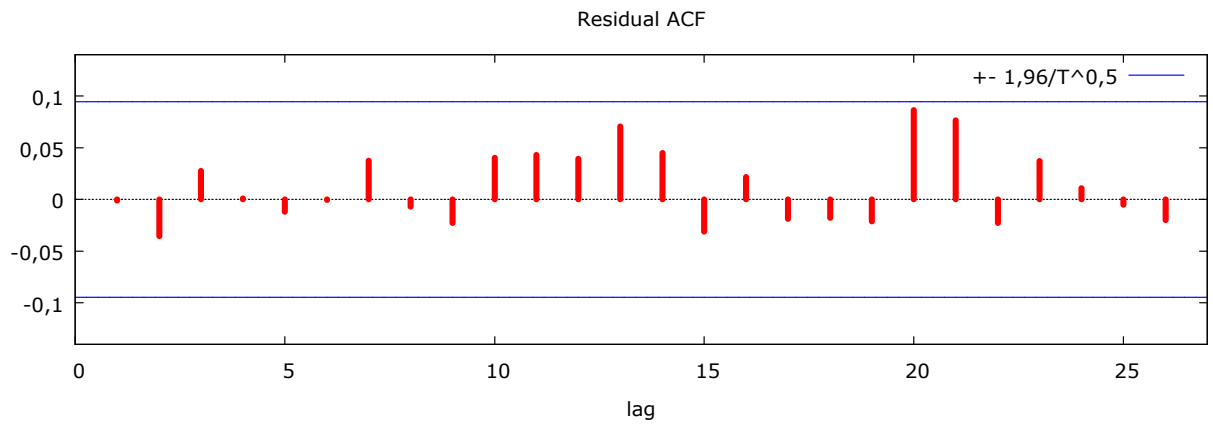
Test for autocorrelation up to order 12

Ljung-Box Q' = 4,05306,  
with p-value =  $P(\text{Chi-square}(6) > 4,05306) = 0,6695$

Residual autocorrelation function  
\*\*\*, \*\*, \* indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels  
using standard error  $1/T^{0,5}$

| LAG | ACF      | PACF     | Q-stat. [p-value] |
|-----|----------|----------|-------------------|
| 1   | -0,0010  | -0,0010  |                   |
| 2   | -0,0356  | -0,0356  |                   |
| 3   | 0,0276   | 0,0275   |                   |
| 4   | 0,0011   | -0,0002  |                   |
| 5   | -0,0119  | -0,0100  |                   |
| 6   | -0,0005  | -0,0012  |                   |
| 7   | 0,0375   | 0,0368   | 1,5632 [0,211]    |
| 8   | -0,0069  | -0,0064  | 1,5843 [0,453]    |
| 9   | -0,0229  | -0,0204  | 1,8166 [0,611]    |
| 10  | 0,0403   | 0,0379   | 2,5350 [0,638]    |
| 11  | 0,0431   | 0,0421   | 3,3579 [0,645]    |
| 12  | 0,0395   | 0,0445   | 4,0531 [0,669]    |
| 13  | 0,0708   | 0,0723   | 6,2867 [0,507]    |
| 14  | 0,0450   | 0,0452   | 7,1912 [0,516]    |
| 15  | -0,0311  | -0,0266  | 7,6236 [0,572]    |
| 16  | 0,0217   | 0,0240   | 7,8348 [0,645]    |
| 17  | -0,0187  | -0,0252  | 7,9925 [0,714]    |
| 18  | -0,0179  | -0,0169  | 8,1373 [0,774]    |
| 19  | -0,0212  | -0,0245  | 8,3407 [0,821]    |
| 20  | 0,0863 * | 0,0826 * | 11,7177 [0,629]   |
| 21  | 0,0767   | 0,0750   | 14,3892 [0,496]   |
| 22  | -0,0227  | -0,0142  | 14,6237 [0,552]   |
| 23  | 0,0372   | 0,0298   | 15,2562 [0,577]   |
| 24  | 0,0109   | -0,0049  | 15,3105 [0,641]   |
| 25  | -0,0051  | -0,0068  | 15,3223 [0,702]   |
| 26  | -0,0200  | -0,0291  | 15,5060 [0,747]   |

# Lisa 15. jätk



## Lisa 16. Jääkliikmete normaaljaotuse test

Frequency distribution for uhat6, obs 2-431  
 number of bins = 21, mean = 0,00120886, sd = 0,0434533

| interval    | midpt     | frequency  | rel.  | cum.    |              |
|-------------|-----------|------------|-------|---------|--------------|
| < -0,19863  | -0,21005  | 2          | 0,47% | 0,47%   |              |
| -0,19863 -  | -0,17579  | -0,18721   | 1     | 0,23%   | 0,70%        |
| -0,17579 -  | -0,15294  | -0,16437   | 1     | 0,23%   | 0,93%        |
| -0,15294 -  | -0,13010  | -0,14152   | 0     | 0,00%   | 0,93%        |
| -0,13010 -  | -0,10726  | -0,11868   | 0     | 0,00%   | 0,93%        |
| -0,10726 -  | -0,084417 | -0,095838  | 3     | 0,70%   | 1,63%        |
| -0,084417 - | -0,061574 | -0,072995  | 11    | 2,56%   | 4,19%        |
| -0,061574 - | -0,038732 | -0,050153  | 39    | 9,07%   | 13,26% ***   |
| -0,038732 - | -0,015889 | -0,027310  | 76    | 17,67%  | 30,93% ***** |
| -0,015889 - | 0,0069534 | -0,0044678 | 116   | 26,98%  | 57,91% ***** |
| 0,0069534 - | 0,029796  | 0,018375   | 97    | 22,56%  | 80,47% ***** |
| 0,029796 -  | 0,052639  | 0,041217   | 49    | 11,40%  | 91,86% ****  |
| 0,052639 -  | 0,075481  | 0,064060   | 22    | 5,12%   | 96,98% *     |
| 0,075481 -  | 0,098324  | 0,086902   | 4     | 0,93%   | 97,91%       |
| 0,098324 -  | 0,12117   | 0,10974    | 5     | 1,16%   | 99,07%       |
| 0,12117 -   | 0,14401   | 0,13259    | 1     | 0,23%   | 99,30%       |
| 0,14401 -   | 0,16685   | 0,15543    | 2     | 0,47%   | 99,77%       |
| 0,16685 -   | 0,18969   | 0,17827    | 0     | 0,00%   | 99,77%       |
| 0,18969 -   | 0,21254   | 0,20111    | 0     | 0,00%   | 99,77%       |
| 0,21254 -   | 0,23538   | 0,22396    | 0     | 0,00%   | 99,77%       |
| >= 0,23538  | 0,24680   | 1          | 0,23% | 100,00% |              |

Test for null hypothesis of normal distribution:  
 Chi-square(2) = 237,382 with p-value 0,00000

## Lisa 17. Prais-Winsteni protseduuri abil hinnatud mudel

Model 2: Prais-Winsten, using observations 1980:02-2015:11 (T = 430)

Dependent variable: d\_y

rho = -0,268349

|              | coefficient | std. error | t-ratio | p-value       |
|--------------|-------------|------------|---------|---------------|
| const        | 0,000224652 | 0,00127341 | 0,1764  | 0,8600        |
| d_1_realspot | -0,555095   | 0,0249111  | -22,28  | 1,38e-073 *** |

Statistics based on the rho-differenced data:

Mean dependent var 0,000277 S.D. dependent var 0,048519

Sum squared resid 0,479614 S.E. of regression 0,033475

R-squared 0,526376 Adjusted R-squared 0,525270

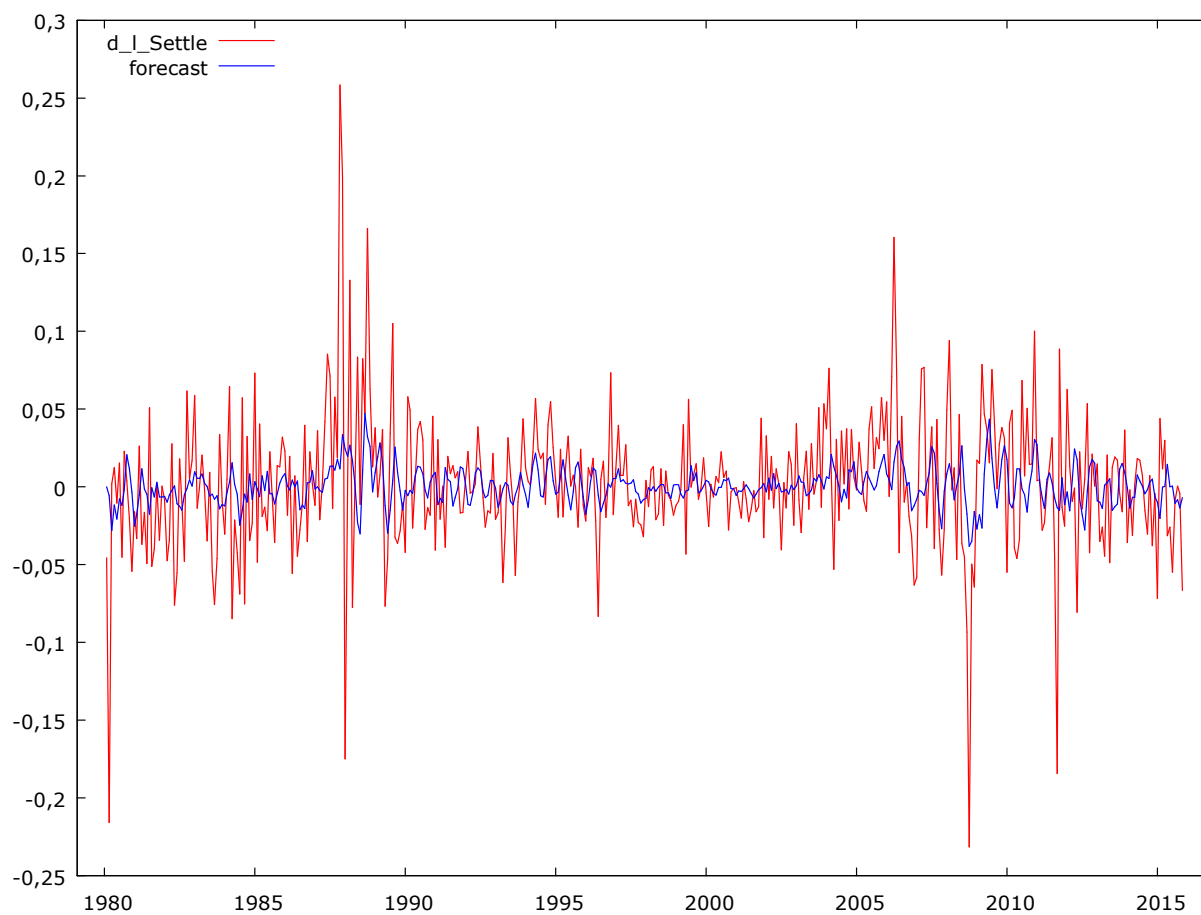
F(1, 428) 496,5624 P-value(F) 1,38e-73

rho -0,037820 Durbin-Watson 2,052635

Test for null hypothesis of normal distribution:

Chi-square(2) = 143,657 with p-value 0,00000

### Lisa 18. Futuurhindade aktuaalsete väärtuste ja mudeli põhjal leitud väärtuste graafik



## **Lisa 19. Futuurhindade staatiline prognoosimine valimi sees 1980 jaan-2015 nov.**

### Forecast evaluation statistics

|                                |             |
|--------------------------------|-------------|
| Mean Error                     | 0,0012089   |
| Mean Squared Error             | 0,0018633   |
| Root Mean Squared Error        | 0,043166    |
| Mean Absolute Error            | 0,030368    |
| Mean Percentage Error          | 102,46      |
| Mean Absolute Percentage Error | 191,86      |
| Theil's U                      | 1,2696      |
| Bias proportion, UM            | 0,00078427  |
| Regression proportion, UR      | 2,8021e-005 |
| Disturbance proportion, UD     | 0,99919     |



**Lisa 20. ARMA(2,6) mudeli hindamine logaritmitud ja 2. järku diferentsitud futuurhindade aegrea põhjal**

Model 179: ARMA, using observations 1980:03-2015:11 (T = 429)

Estimated using Kalman filter (exact ML)

Dependent variable: d\_d\_1\_Settle

Standard errors based on Hessian

|         | coefficient | std. error  | z      | p-value   |     |
|---------|-------------|-------------|--------|-----------|-----|
| const   | 2,68235e-05 | 8,31872e-05 | 0,3224 | 0,7471    |     |
| phi_1   | 0,852578    | 0,0581423   | 14,66  | 1,10e-048 | *** |
| phi_2   | -0,912255   | 0,0425174   | -21,46 | 4,01e-102 | *** |
| theta_1 | -1,75328    | 0,0745420   | -23,52 | 2,51e-122 | *** |
| theta_2 | 1,62040     | 0,123701    | 13,10  | 3,32e-039 | *** |
| theta_3 | -0,617984   | 0,130799    | -4,725 | 2,30e-06  | *** |
| theta_4 | -0,286565   | 0,126376    | -2,268 | 0,0234    | **  |
| theta_5 | 0,241655    | 0,106124    | 2,277  | 0,0228    | **  |
| theta_6 | -0,165703   | 0,0581847   | -2,848 | 0,0044    | *** |

Mean dependent var -0,000049 S.D. dependent var 0,059245

Mean of innovations 0,001107 S.D. of innovations 0,043152

Log-likelihood 738,1458 Akaike criterion -1456,292

Schwarz criterion -1415,677 Hannan-Quinn -1440,253

Real Imaginary Modulus Frequency

----- AR

## Lisa 20. jätk

|        |         |         |        |         |
|--------|---------|---------|--------|---------|
| Root 1 | 0,4673  | -0,9369 | 1,0470 | -0,1764 |
| Root 2 | 0,4673  | 0,9369  | 1,0470 | 0,1764  |
| MA     |         |         |        |         |
| Root 1 | 1,0284  | 0,0000  | 1,0284 | 0,0000  |
| Root 2 | 0,5831  | -1,6039 | 1,7066 | -0,1945 |
| Root 3 | 0,5831  | 1,6039  | 1,7066 | 0,1945  |
| Root 4 | 0,5277  | 0,9198  | 1,0605 | 0,1671  |
| Root 5 | 0,5277  | -0,9198 | 1,0605 | -0,1671 |
| Root 6 | -1,7917 | 0,0000  | 1,7917 | 0,5000  |

-----

## Lisa 21. Ilma konstandita ARMA(2,6) mudeli hindamine logaritmitud ja 2. järku diferentsitud futuurhindade aegrea põhjal

Model 180: ARMA, using observations 1980:03-2015:11 (T = 429)

Estimated using Kalman filter (exact ML)

Dependent variable: d\_d\_1\_Settle

Standard errors based on Hessian

|         | coefficient | std. error | z      | p-value   |     |
|---------|-------------|------------|--------|-----------|-----|
| phi_1   | 0,852656    | 0,0580462  | 14,69  | 7,55e-049 | *** |
| phi_2   | -0,912357   | 0,0425116  | -21,46 | 3,58e-102 | *** |
| theta_1 | -1,75301    | 0,0744770  | -23,54 | 1,68e-122 | *** |
| theta_2 | 1,62013     | 0,123612   | 13,11  | 3,02e-039 | *** |
| theta_3 | -0,617632   | 0,130764   | -4,723 | 2,32e-06  | *** |
| theta_4 | -0,286489   | 0,126397   | -2,267 | 0,0234    | **  |
| theta_5 | 0,241477    | 0,106162   | 2,275  | 0,0229    | **  |
| theta_6 | -0,165433   | 0,0581671  | -2,844 | 0,0045    | *** |

Mean dependent var -0,000049 S.D. dependent var 0,059245

Mean of innovations 0,001747 S.D. of innovations 0,043158

Log-likelihood 738,0935 Akaike criterion -1458,187

Schwarz criterion -1421,634 Hannan-Quinn -1443,752

Real Imaginary Modulus Frequency

AR

|        |        |         |        |         |
|--------|--------|---------|--------|---------|
| Root 1 | 0,4673 | -0,9369 | 1,0469 | -0,1764 |
| Root 2 | 0,4673 | 0,9369  | 1,0469 | 0,1764  |

## Lisa 21. jätk

MA

|        |         |         |        |         |
|--------|---------|---------|--------|---------|
| Root 1 | 1,0288  | 0,0000  | 1,0288 | 0,0000  |
| Root 2 | 0,5839  | -1,6046 | 1,7075 | -0,1945 |
| Root 3 | 0,5839  | 1,6046  | 1,7075 | 0,1945  |
| Root 4 | 0,5276  | 0,9198  | 1,0604 | 0,1671  |
| Root 5 | 0,5276  | -0,9198 | 1,0604 | -0,1671 |
| Root 6 | -1,7921 | 0,0000  | 1,7921 | 0,5000  |

---

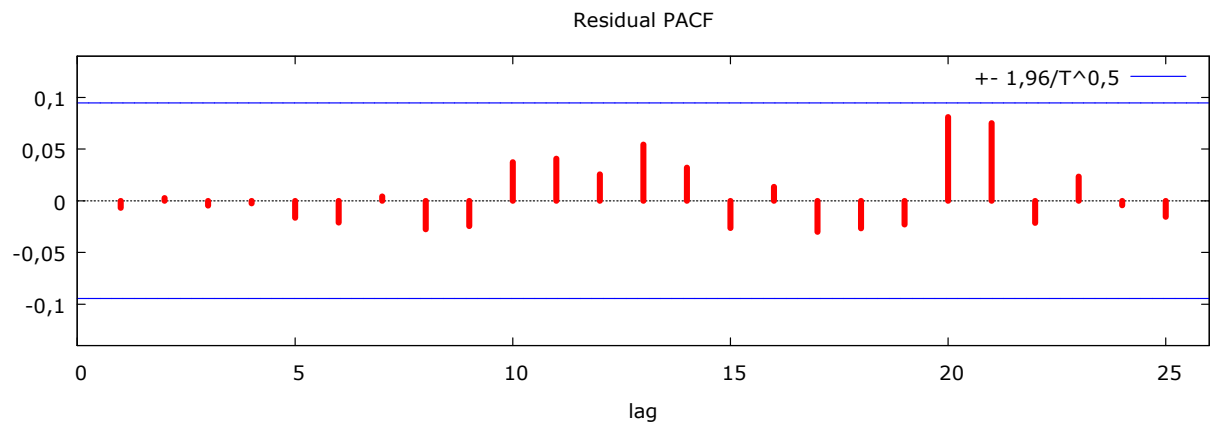
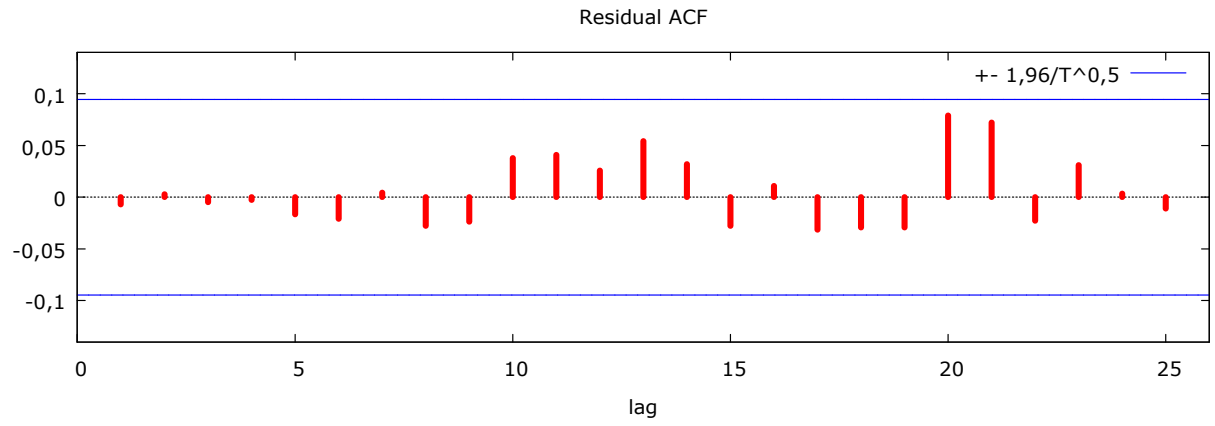
## Lisa 22. Jääkiiikmete autokorrelatsiooni test ja jääkiiikmete korrelogramm

Residual autocorrelation function

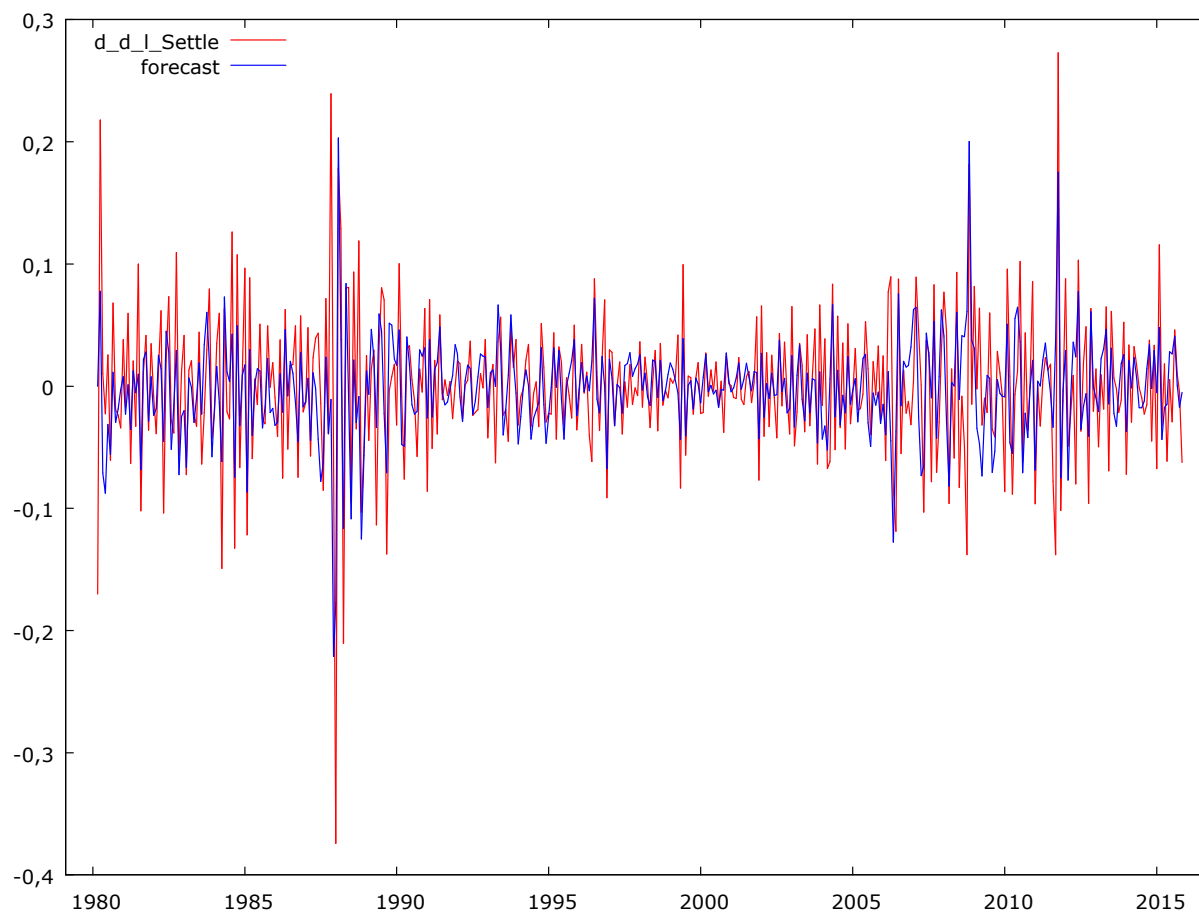
\*\*\*, \*\*, \* indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels  
using standard error  $1/T^{0,5}$

| LAG | ACF     | PACF     | Q-stat. [p-value] |         |
|-----|---------|----------|-------------------|---------|
| 1   | -0,0069 | -0,0069  |                   |         |
| 2   | 0,0029  | 0,0028   |                   |         |
| 3   | -0,0049 | -0,0049  |                   |         |
| 4   | -0,0026 | -0,0027  |                   |         |
| 5   | -0,0166 | -0,0166  |                   |         |
| 6   | -0,0208 | -0,0211  |                   |         |
| 7   | 0,0046  | 0,0043   |                   |         |
| 8   | -0,0277 | -0,0277  |                   |         |
| 9   | -0,0238 | -0,0246  | 0,9443            | [0,331] |
| 10  | 0,0378  | 0,0373   | 1,5745            | [0,455] |
| 11  | 0,0410  | 0,0408   | 2,3173            | [0,509] |
| 12  | 0,0258  | 0,0257   | 2,6132            | [0,624] |
| 13  | 0,0543  | 0,0544   | 3,9254            | [0,560] |
| 14  | 0,0321  | 0,0320   | 4,3858            | [0,625] |
| 15  | -0,0276 | -0,0265  | 4,7263            | [0,693] |
| 16  | 0,0111  | 0,0135   | 4,7813            | [0,781] |
| 17  | -0,0315 | -0,0300  | 5,2253            | [0,814] |
| 18  | -0,0291 | -0,0267  | 5,6074            | [0,847] |
| 19  | -0,0292 | -0,0230  | 5,9907            | [0,874] |
| 20  | 0,0790  | 0,0810 * | 8,8129            | [0,719] |
| 21  | 0,0724  | 0,0753   | 11,1856           | [0,595] |
| 22  | -0,0229 | -0,0213  | 11,4249           | [0,652] |
| 23  | 0,0310  | 0,0233   | 11,8629           | [0,689] |
| 24  | 0,0035  | -0,0046  | 11,8685           | [0,753] |
| 25  | -0,0111 | -0,0156  | 11,9250           | [0,805] |

## Lisa 22. jätk



### Lisa 23. Futuurhindade aktuaalsete väärtuste ja mudeli põhjal leitud väärtuste graafik

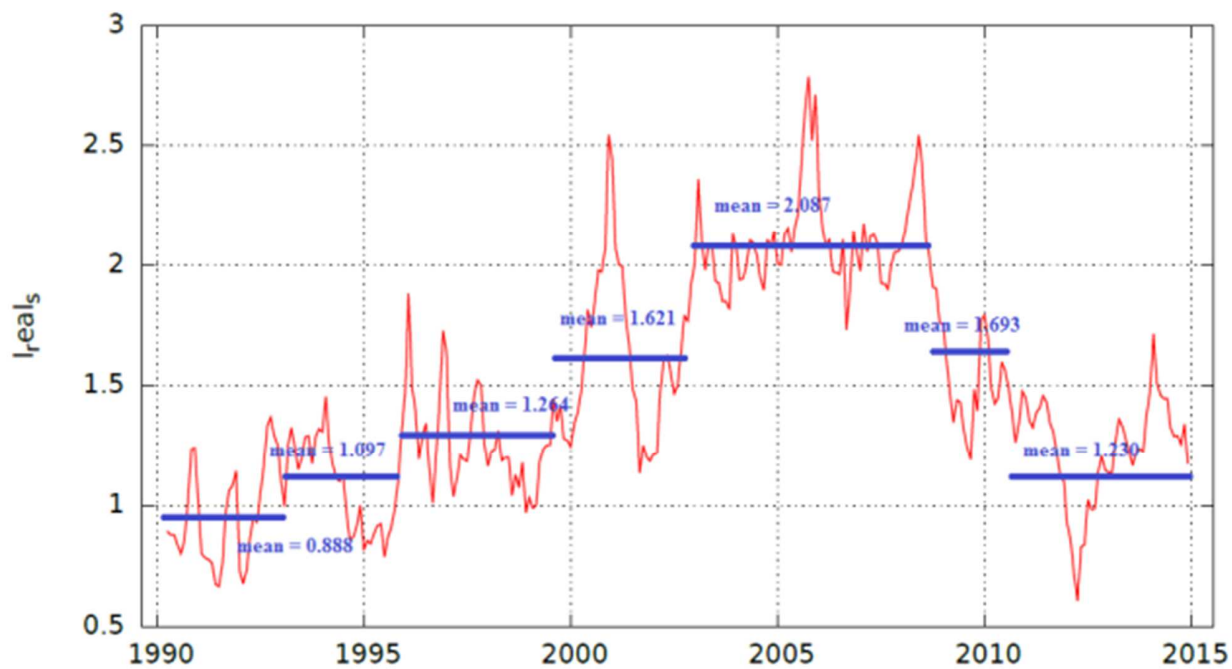


**Lisa 24. Futuurhindade staatiline prognoosimine valimi sees 1980 jaan.-2015 nov.**

|                                |             |
|--------------------------------|-------------|
| Mean Error                     | 0,0017468   |
| Mean Squared Error             | 0,0019189   |
| Root Mean Squared Error        | 0,043805    |
| Mean Absolute Error            | 0,03092     |
| Mean Percentage Error          | 40,746      |
| Mean Absolute Percentage Error | 173,59      |
| Theil's U                      | 0,76936     |
| Bias proportion, UM            | 0,0015901   |
| Regression proportion, UR      | 8,2505e-006 |
| Disturbance proportion, UD     | 0,9984      |



Lisa 25. Naturaalse gaasi hetkehindade aegrida ja selle eri lõigete keskvaartuse



## Lisa 26. ADF test logaritmitud reaalse hetkehinnaga

Augmented Dickey-Fuller test for `l_real_s`

including 0 lags of  $(1-L)l\_real\_s$

(max was 12, criterion AIC)

sample size 63

unit-root null hypothesis:  $a = 1$

test without constant

model:  $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.158

estimated value of  $(a - 1)$ : 0.000269474

test statistic:  $\tau_{nc}(1) = 0.0304332$

p-value 0.6888

Dickey-Fuller regression

OLS, using observations 2002:12-2008:02 (T = 63)

Dependent variable: `d_l_real_s`

|                         | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |
|-------------------------|-------------|------------|---------|---------|
| <code>l_real_s_1</code> | 0.000269474 | 0.00885462 | 0.03043 | 0.6888  |

AIC: -61.8692    BIC: -59.726    HQC: -61.0263

test with constant

model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.017

## Lisa 26. jätk

estimated value of (a - 1): -0.28591

test statistic: tau\_c(1) = -3.32072

p-value 0.018

Dickey-Fuller regression

OLS, using observations 2002:12-2008:02 (T = 63)

Dependent variable: d\_l\_real\_s

|            | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |     |
|------------|-------------|------------|---------|---------|-----|
| const      | 0.601001    | 0.179991   | 3.339   | 0.0014  | *** |
| l_real_s_1 | -0.285910   | 0.0860988  | -3.321  | 0.0180  | **  |

AIC: -70.4446 BIC: -66.1583 HQC: -68.7588

with constant and trend

model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.017

estimated value of (a - 1): -0.285867

test statistic: tau\_ct(1) = -3.26937

p-value 0.08085

Dickey-Fuller regression

OLS, using observations 2002:12-2008:02 (T = 63)

Dependent variable: d\_l\_real\_s

|            | coefficient  | std. error  | t-ratio   | p-value |    |
|------------|--------------|-------------|-----------|---------|----|
| const      | 0.601631     | 0.238420    | 2.523     | 0.0143  | ** |
| l_real_s_1 | -0.285867    | 0.0874380   | -3.269    | 0.0809  | *  |
| time       | -3.90669e-06 | 0.000958322 | -0.004077 | 0.9968  |    |

AIC: -68.4446 BIC: -62.0152 HQC: -65.9159

## Lisa 27. ADF test logaritmitud futuur- ja hetkehindade vahega

Augmented Dickey-Fuller test for y

including 0 lags of (1-L)y

(max was 12, criterion AIC)

sample size 63

unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant

model:  $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.095

estimated value of (a - 1): -0.263254

test statistic:  $\tau_{nc}(1) = -3.04683$

p-value 0.002847

Dickey-Fuller regression

OLS, using observations 2002:12-2008:02 (T = 63)

Dependent variable: d\_y

|     | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |     |
|-----|-------------|------------|---------|---------|-----|
| y_1 | -0.263254   | 0.0864025  | -3.047  | 0.0028  | *** |

AIC: -82.6293    BIC: -80.4862    HQC: -81.7864

test with constant

model:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.075

estimated value of (a - 1): -0.312902

test statistic:  $\tau_c(1) = -3.38909$  p-value 0.01502

## Lisa 27. jätk

Dickey-Fuller regression

OLS, using observations 2002:12-2008:02 (T = 63)

Dependent variable: d\_y

|       | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |    |
|-------|-------------|------------|---------|---------|----|
| const | 0.0241810   | 0.0167752  | 1.441   | 0.1546  |    |
| y_1   | -0.312902   | 0.0923261  | -3.389  | 0.0150  | ** |

AIC: -82.7395    BIC: -78.4533    HQC: -81.0537

with constant and trend

model:  $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.017

estimated value of (a - 1): -0.423395

test statistic: tau\_ct(1) = -3.99382

p-value 0.01377

Dickey-Fuller regression

OLS, using observations 2002:12-2008:02 (T = 63)

Dependent variable: d\_y

|       | coefficient | std. error  | t-ratio | p-value |    |
|-------|-------------|-------------|---------|---------|----|
| const | -0.326885   | 0.177814    | -1.838  | 0.0710  | *  |
| y_1   | -0.423395   | 0.106013    | -3.994  | 0.0138  | ** |
| time  | 0.00194867  | 0.000982797 | 1.983   | 0.0520  | *  |

AIC: -84.7379    BIC: -78.3085    HQC: -82.2092

## Lisa 28. OLS mudeli parameetrite hinnangud koos autokorrelatsiooni, heteroskedastiivsuse ja jääkliikmete normaaljaotuse testidega

Model 3: OLS, using observations 2002:12-2008:02 (T = 63)

Dependent variable: y

|                    | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i>  | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> |     |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const              | 0.904125           | 0.204095           | 4.4299         | <0.0001        | *** |
| l_real_s           | -0.399312          | 0.0973664          | -4.1011        | 0.0001         | *** |
| Mean dependent var | 0.070754           | S.D. dependent var |                | 0.169257       |     |
| Sum squared resid  | 1.392291           | S.E. of regression |                | 0.151078       |     |
| R-squared          | 0.216132           | Adjusted R-squared |                | 0.203281       |     |
| F(1, 61)           | 16.81920           | P-value(F)         |                | 0.000124       |     |
| Log-likelihood     | 30.69067           | Akaike criterion   |                | -57.38134      |     |
| Schwarz criterion  | -53.09507          | Hannan-Quinn       |                | -55.69553      |     |
| rho                | 0.776515           | Durbin-Watson      |                | 0.411057       |     |

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 0.698192

with p-value = 0.705325

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 1.0393

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(2) > 1.0393) = 0.594727$

LM test for autocorrelation up to order 12 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 9.55863

with p-value =  $P(F(12,49) > 9.55863) = 3.50568e-009$

## Lisa 29. Jääkliikmete mudeli hindamine OLS meetodiga Cochrun-Orcutti protseduuri järgi

Model 2: OLS, using observations 2003:01-2008:02 (T = 62)

Dependent variable: uhat1

|                    | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i>  | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> |     |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| uhat1_1            | 0.776515           | 0.0771372          | 10.0667        | <0.0001        | *** |
| Mean dependent var | 0.003729           | S.D. dependent var |                | 0.148102       |     |
| Sum squared resid  | 0.503084           | S.E. of regression |                | 0.090815       |     |
| R-squared          | 0.624241           | Adjusted R-squared |                | 0.624241       |     |
| F(1, 61)           | 101.3380           | P-value(F)         |                | 1.38e-14       |     |
| Log-likelihood     | 61.26393           | Akaike criterion   |                | -120.5279      |     |
| Schwarz criterion  | -118.4007          | Hannan-Quinn       |                | -119.6927      |     |
| rho                | -0.082824          | Durbin's h         |                | -0.820927      |     |

Model 2: OLS, using observations 2003:01-2008:02 (T = 62)

Dependent variable: uhat1

### Lisa 30. Kvaasi-diferentsitud mudeli hindamine OLS meetodiga Cochrun-Orcutti protseduuri järgi

Model 5: OLS, using observations 2003:01-2008:02 (T = 62)

Dependent variable: ystar

|       | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> |     |
|-------|--------------------|-------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 0.340647           | 0.0379235         | 8.9825         | <0.0001        | *** |
| xstar | -0.684299          | 0.07758           | -8.8205        | <0.0001        | *** |

Mean dependent var                      0.019200      S.D. dependent var                      0.124182

Sum squared resid                      0.409586      S.E. of regression                      0.082622

R-squared                                      0.564593      Adjusted R-squared                      0.557336

F(1, 60)                                      77.80207      P-value(F)                                      1.98e-12

Log-likelihood                              67.63782      Akaike criterion                              -131.2756

Schwarz criterion                      -127.0214      Hannan-Quinn                              -129.6053

rho    0.058164      Durbin-Watson                              1.836119

LM test for autocorrelation up to order 12 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 1.12943

with p-value =  $P(F(12, 48) > 1.12943) = 0.359809$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 2.79754

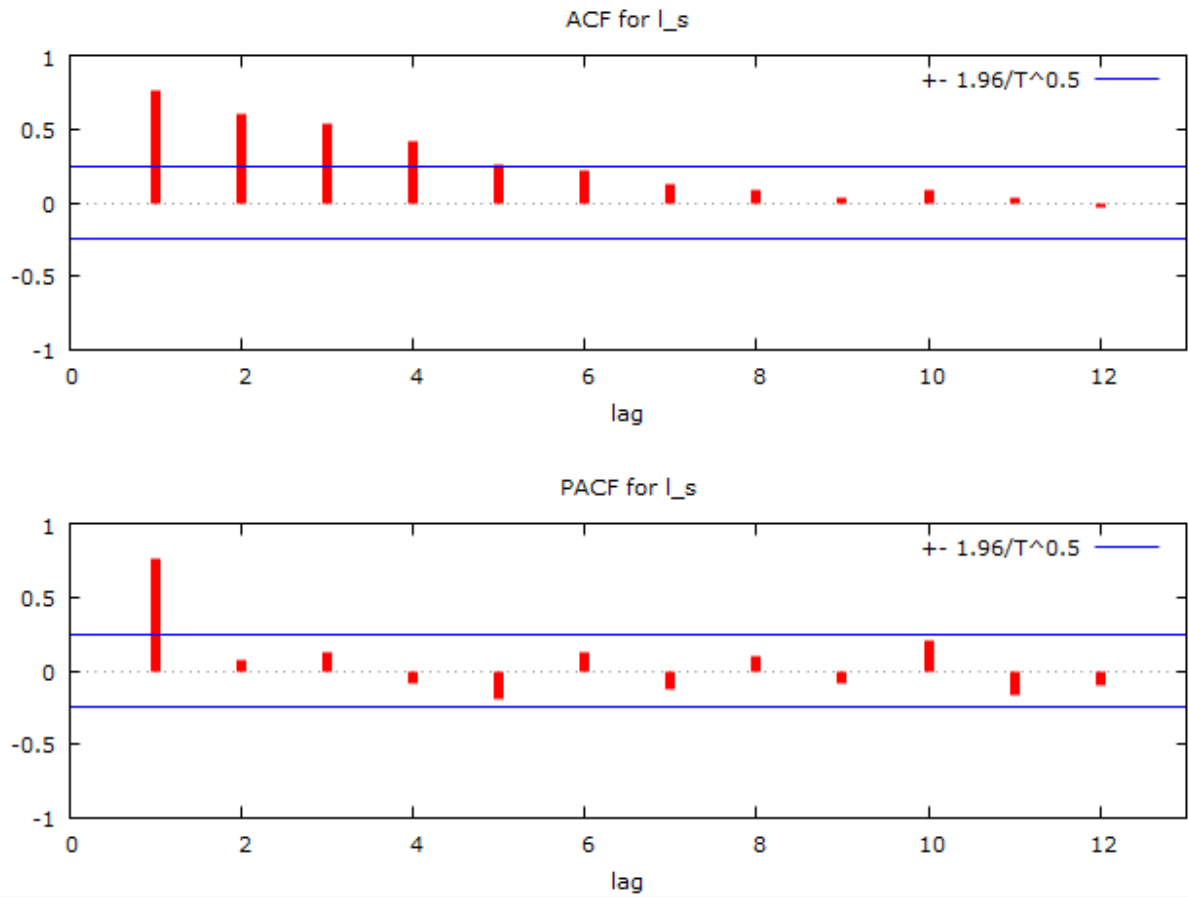
with p-value =  $P(\text{Chi-square}(2) > 2.79754) = 0.246901$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed Test statistic:  $\text{Chi-square}(2) = 1.23957$  with p-value = 0.53806



**Lisa 31. Logaritmitud hetkehinna ACF ja PACF korrelogrammid.**



### Lisa 32. Theil'i U väärtused naturaalse gaasi hetkehindade prognoosidele

| Vaatlusi enne prognoosi                      | 12   | 24   | 36   | 48   | 60   | 72   | 84   | 96   | 108  | 120  |
|--|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Theil'i U-statistik futuuride jaoks          | 2.51 | 1.45 | 2.03 | 1.62 | 1.91 | 1.60 | 2.15 | 1.79 | 2.25 | 1.36 |
| Theil'i U-statistik hetkehindade AR(1) jaoks | 1.04 | 4.21 | 2.61 | 2.32 | 5.38 | 1.27 | 2.44 | 4.80 | 1.63 | 0.74 |