

Tartu Ülikool
Loodus- ja täppisteaduste valdkond
Matemaatika ja statistika instituut

Laura Anna Tammesoo

**Nõudmiseni hoiuse intressimääradele ARIMAX tüüpi
mudelite leidmine turumäärade abil**

Kindlustus- ja finantsmatemaatika eriala

Magistritöö (30 EAP)

Juhendaja PhD Raul Kangro

Tartu 2022

Nõudmiseni hoiuse intressimääradele ARIMAX tüüpi mudelite leidmine turumäärade abil

Magistritöö

Laura Anna Tammesoo

Lühikokkuvõte

Töö eesmärk on uurida nõudmiseni hoiusele pakutavate intresside sõltumist 6-kuulisest euriborist ja 6-kuulise euribori *swap*'i määrast. Selleks uuritakse ARIMAX tüüpi mudelite moodustamist ja kointegratsiooni hoiuse intresside ja turumäärade vahel. Lisaks moodustatakse mudelid naturaallogaritmi ja hüperboolse siinuse pöördfunktsiooni abil transformeeritud aegridadele.

Töö on motiveeritud krediitiasutuste vajadusest intressiriski hinnata, kus intressirisk on ettevõtte risk saada kahju intressimäärade muutumisest. Hoiuse intresside prognoosimine turumäärade abil on oluline sisend intressiriski hindamise protsessi.

CERCS teaduseriala: P160 – Statistika, operatsioonanalüüs, programmeerimine, finants- ja kindlustusmatemaatika

Märksõnad: Finantsmatemaatika, ARIMAX tüüpi mudelid, aegridade analüüs, hoiuse intressid.

ARIMAX models for demand deposit client rates using market rates

Master's thesis

Laura Anna Tammesoo

Abstract

The aim of this thesis is to examine the dependence of interest offered on demand deposits with the 6-month Euribor and the 6-month Euribor swap rate. To this end, the formation of ARIMAX models and cointegration between deposit interest rates and market rates are studied. In addition, models are generated for transformed time series using the natural logarithm and the inverse hyperbolic sine function.

The thesis is motivated by the need for credit institutions to assess interest rate risk, where interest rate risk is the company's risk of incurring losses due to changes in interest rates. Forecasting deposit interest rates using market rates is an important input for the interest rate risk assessment process.

CERCS research specialisation: P160 – Statistics, operation research, programming, actuarial mathematics

Key words: Financial mathematics, ARIMAX models, time series analysis, deposit interests.

Sisukord

Sissejuhatus	4
1 Motivatsioon	5
1.1 Intressirisk panganduses	5
1.2 Töö eesmärk	9
2 Kasutatud metoodika	10
2.1 ARIMAX tüüpi mudelid	10
2.2 Mudelite hindamine	12
2.3 Kointegratsioon	14
2.4 Aegridade transformeerimine	17
3 Andmed	19
3.1 Hoiuse intressid	19
3.2 Turumäärad	20
4 Sobitatud mudelid	23
4.1 ARIMAX tüüpi mudelid transformeerimata aegridadele	23
4.1.1 Aegridade statsionaarsus	23
4.1.2 Mudelite leidmine	25
4.2 ARIMAX tüüpi mudelid logaritmitud aegridadele	32
4.3 ARIMAX tüüpi mudelid asinh-transformeeritud aegridadele	36
4.4 Kointegratsioon	41
4.5 Tulemuste võrdlemine	44
Kokkuvõte	47
Viidatud kirjandus	50
Lisad	51

Sissejuhatus

Krediidiasutuste tegevuse üks osa on erinevate riskide hindamine. Riske on erinevaid, näiteks krediidirisk, likviidsusrisk ja intressirisk. Intressirisk on risk saada kahju intressimäärade muutumise tagajärjel. (Casu *et al.*, 2006) Selleks, et krediidiasutus, näiteks pank, ei saaks oma tegevusega kahju ning halvimal juhul ei läheks pankrotti, peab ettevõtte pidevalt riske hindama ja maandama.

Intressiriski üheks hindamise meetodiks on erinevate stressi- ja šokistsenaariumite mõju hindamine ettevõtte prognoositavale tulule ja kapitalile. Intressiriski hinnatakse selle kaudu, kuidas intressid võivad erinevate mõjurite tõttu muutuda ja kuidas intresside muutused mõjutavad panga kasumit ja/või kapitali. Mõjurite hulka kuuluvad finantsturgude näitajad. (EBA, 2018)

Magistritöö eesmärk on uurida, kas ja kuidas sõltuvad Eestis pakutava nõudmiseni hoiuse intressimäärad finantsturgude näitajatest, täpsemalt turumääradest. Eestis tegutsevate krediidiasutuste pakutava nõudmiseni hoiuse intresside sõltumist uuritakse 6-kuulisest euribori määrast ja 6-kuulise euribori 5-aastasest *swap*'i määrast. Töö tulemusel valmivad mudelid hoiuse intresside kirjeldamiseks.

Töö on motiveeritud pankade vajadusest hinnata intressiriski, kus üheks sisendiks intressiriski hindamisel on turumäärade mõju hoiuse intressidele. Töös uuritakse ARIMAX tüüpi mudeleid ja kointegratsiooni seost turumäärade ja hoiuse intresside vahel. Aegread transformeeritakse naturaallogaritm funktsiooni ja hüperboolse siinuse pöörd-funktsiooni abil.

Töös kasutatakse Euroopa Keskpanga andmelaost kättesaadavaid andmeid nõudmiseni hoiuse intresside kohta (ECB, 2022c). Lisaks Eesti-põhiste andmetele uuritakse töös kogu euroala andmeid. Kuna Eesti finantsturg on väike ja on osa suuremast monetaarsüsteemist, siis see on mõjutatud muutustest euroalas.

Töö esimeses peatükis antakse ülevaade intressiriskist pangandussektoris, kirjeldatakse töö teema olulisusest ja töö eesmärgid. Teises peatükis kirjeldatakse töös kasutatavaid meetodeid: ARIMAX tüüpi mudelid ja kointegratsiooni seos. Kolmandas peatükis antakse ülevaade hoiuse intressidest ja turumääradest, mida töös kasutatakse. Neljandas peatükis sobitatakse hoiuse intressidele mudelid ning analüüsitakse tulemusi.

Andmete analüüsimiseks ja mudelite sobitamiseks kasutati statistikatarkvara R versiooni 4.1.1. Töö on vormistatud tekstitöötlusprogrammi *L^AT_EX* abil.

1 Motivatsioon

1.1 Intressirisk panganduses

Pangad on finantsettevõtted, mis pakuvad teenusena raha hoiustamist ja laenude väljastamist. Lihtsustatult võib öelda, et pangad töötavad raha vahendajatena hoiustajatelt laenajatele. Tänapäeval pakuvad pangad lisaks veel teisi teenuseid: investeerimine, pensioni kogumine, maksete vahendamine jpm. (Casu *et al.*, 2006, lk 4)

Pankade poolt vastuvõetavad hoiused saab traditsiooniliselt jagada kaheks: tähtajalised hoiused ja nõudmiseni hoiused. **Tähtajaline hoius** on hoius, millel on kindel algus- ja lõppkuupäev. Hoiustaja saab oma hoiuse uuesti kasutusele võtta pärast hoiuse perioodi lõppu, mil pank maksab hoiustajale hoiuse eest kogunenud intressi summa. Tavaliselt on tähtajalise hoiuse periood lühike, olles mõnest kuust paari aastani. (Chen, 2021) **Nõudmiseni hoius** on hoius, mille puhul on kliendil õigus see igal ajal ehk vastavalt kliendi nõudmisele pangast välja viia (Chen, 2022). Enamasti maksavad pangad klientidele nende hoiuste eest kogunenud intressi, mis arvutatakse kehtiva intressimäära põhjal. Käesolevas töös uuritakse hoiuse intressimäärasid ehk intresse. Panga põhiliseks finantseerimisallikaks on klientide hoiused (Casu *et al.*, 2006, lk 21).

Saadud finantseeringu abil väljastavad pangad klientidele laene, teenides nendelt intressitulu. Põhilisteks laenutoodeteks on liising, krediitkaardi krediidilimiit ja erinevate pikemate tähtaegadega laenud ettevõtetele ning eraisikutele (Casu *et al.*, 2006, lk 21, 198). Eesti pankade varade mahust moodustavad keskmiselt üle poole erinevad laenud ettevõtetele ja eraisikutele, mille tagasimaksmise tähtaeg on hiljem kui 5 aasta pärast (Eesti Pank, 2022b).

Pank finantseerib lühikeste tähtaegadega hoiuste abil pikkade perioodidega laenusid. Panga ülesanne on tagada klientide kohene raha tagastamine, kui hoiustajad seda soovivad, seejuures peab arvestama, et laenude tagasimaksmist ei saa klientidelt kohe nõuda. (Casu *et al.*, 2006, lk 8).

Kui mõelda eraisikule, kellel on pangas hoius ja võetud kodulaen, siis raha on tema vara ja laen on tema kohustus. Panga puhul nimetatakse enamasti hoiuseid ja laene vastupidi, hoiused on panga kohustused klientide ees ning laenud on panga varad. Antud töös kasutatakse varade ja kohustuste nimetamist vastavalt panga vaatenurgale.

Intressirisk

Iga edukas ettevõtte peab oma tegevusega seotud riske hindama. Ka finantsasutused peavad hindama ja arvestama erinevate riskidega. Riskide hindamine ja nende maandamine on finantsasutuste jaoks ülimalt oluline osa, kuna enamik äritegevusest on seotud

erinevate vastaspooltega (erakliendid, ettevõtted, teised finantsasutused) ja nendega seotud riskidega.

Panga tegevusega seoses on mitmeid erinevaid riske: krediidi-, intressi-, likviidsus-, turu-, operatsioonirisk ja muud riskid. Pankade jaoks peetakse üheks oluliseimaks riskiks krediidiriski. Krediidirisk on risk, et finantsasutuse vastaspool ei suuda või ei soovi täita võetud lepingujärgseid kohustusi ning seeläbi kannab pank kahju. Lisaks krediidiriskile on pangal sama oluline oma tegevuses jälgida kõiki teisi riske. Näiteks on likviidsusrisk risk, et pangal ei ole piisavalt likviidseid vahendeid, et täita erinevaid kohustusi. Olukord, kus toimub "pangajooks" ehk paljud kliendid soovivad korraga oma raha pangast ära viia, on pangale likviidsusrisk. (Casu *et al.*, 2006)

Intressirisk on risk, kus turu intressimäärade ehk turumäärade¹ muutused mõjuvad negatiivselt panga kapitali majanduslikule väärtusele või kasumile (BCBS, 2016). Intressirisk tekib panga intressimääratundlikest instrumentidest, kus **intressimääratundlikud instrumendid** on panga varad ja kohustused, mille puhul toimub väärtuse ümber hinnastamine kindla fikseeritud aja tagant. Enamasti on instrumentide ümber hinnastamise aluseks erinevad turumäärad, seega on intressimääratundlike instrumentide puhul tekkivad tulud ja kulud sõltuvad ning muutuvad vastavalt intressimäärade muutustele (Casu *et al.*, 2006, lk 262).

Intressirisk jaotatakse vastavalt EBA juhendile järgmisteks osadeks (EBA, 2018):

1. ümberhindamise tähtaja struktuuri risk (ümberhindamise risk, *gap risk*);
2. baasrisk (*basis risk*);
3. valiku risk (optionaalsusrisk, *option risk*).

Ümberhindamise risk tuleneb panga erinevate instrumentide intressimäärade muutmise tähtaegade erinevusest (EBA, 2018). Erinevate instrumentide intresside muutmine erinevatel aegadel võib tähendada olukorda, kus näiteks hoiuste intressid on fikseeritud 12 kuuks, kuid laenude intresside ümberhindlus toimub iga 6 kuu tagant. Sellises olukorras võivad väljastatud laenude intressid langeda, kuid varasemalt arvesse võetud hoiuse kaasamise hind on endiselt kõrgel tasemel. Laenudelt saadud tulu ei kata hoiuste kaasamisega tekkinud kulusid ning pank kannab kahju.

Baasrisk tuleneb panga erinevate instrumentide intressimäärade ümberhindamise aluseks olevate baasmäärade (turumäärade) erinevusest (EBA, 2018). Baasrisk võib tekkida, kui sarnase perioodiga instrumentidest saadavate intressitulude ja -kulude ümberhindlused toimuvad erinevatest turumäärade liikumistest sõltuvalt. Näiteks kodulaenu-

¹Turumäärasid tutvustatakse põhjalikumalt alapeatükis 3.2

de intresside ümberhindlus toimub 6-kuulise euribori põhjal, kuid laenude finantseering on fikseeritud aastaks likviidsete valitsuse võlakirjade intressi järgi.

Valikurisk on erinevate instrumentide positsioonides sisalduvatest võimalustest tulev risk (EBA, 2018). Valikurisk tekib juhtudel, kus pank või tema klient saab muuta kokkulepitud rahavoogude suurust ja/või aega. Kliendi poolt laenu ennetähtaegne tagasi maksmine või tähtajalise hoiuse automaatne pikendamine tähtajani jõudmisel on panga jaoks valikuriskid.

Intressiriski puhul on tegemist olulise riskiga, kuna enamik pankade finantseeringutest on lühikese tähtajaga, kuid väljastatud laenud on pikkade tähtaegadega. See tähendab, et põhiliselt võetakse vastu klientide nõudmiseni hoiuseid, mille klient võib igal hetkel vastavalt nõudmisele pangast välja viia, ning antakse välja pikaajalisi laene. Seega peavad pangad antud rahavoogude tähtaegade erinevusest tekkivat riski mõõtma ja maandama.

Intressiriski mõõtmine

Pank haldab eraisikute ja ettevõtete varasid ning omab sellega suurt vastutust. Selleks, et pank ei muutuks maksejõuetuks on pangandussektor reguleeritud Finantsinspeksiooni ja Euroopa Pangandusjärelevalve (*European Banking Authority*, EBA) poolt (FI, 2022). Pärast viimast suurt majanduskriisi aastatel 2007 kuni 2009 loodi Basel pangandusjärelevalve komitee (*Basel Committee on Banking Supervision*, BCBS) poolt Basel III. See on üleilmne reeglite raamistik, mille eesmärk on tugevdada ja tõhustada regulatsioone, järelevalvet ja riskijuhtimise protsesse panganduses (BIS, 2022). Võttes arvesse Basel III raamistikku on EBA pankadele välja andnud juhised eelduslikele intressiriski juhtimise viisidele (EBA, 2018).

Basel III raamistiku järgi on intressirisk intressimäärade ebasoodsast muutusest tingitud panga tulude ja kapitali vähenemise risk ning see tuleb täpselt kirjeldada, mõõta ja jälgida (BCBS, 2016). EBA juhiste põhjal on intressirisk oluline finantsrisk pankadele ning seda tuleb kirjeldada, mõõta ja jälgida pangasiseste protsesside ja metoodika abil (EBA, 2018).

Intressiriskide mõju pangale tuleb hinnata kahe mõõdiku põhjal: panga majandusliku väärtuse ehk kapitali muutuse ja kasumi muutuse põhjal. Panga **majanduslikuks väärtuseks** nimetatakse panga instrumentide rahavoogude nüüdispuhasväärtust. See tähendab, et nii varade kui ka kohustuste tuleviku rahavood diskonteeritakse olevikku (EBA, 2018). Oluline on vaadata intressiriski hindamisel mõlemaid näitajaid. Kui reguleerida intressiriski ainult panga kapitali väärtuse muutust jälgides, siis võib kasum olla sealjuures ebastabiilne. (BIS, 2022)

EBA instruksioonide kohaselt tuleb intressiriski hindamiseks luua igal pangandusettevõttel oma ärimudelile vastavad riski hindamise süsteemid. Institutsioonid peavad hindama kõiki intressiriski komponente, et kindlaks määrata konkreetsed avaldunud riskid. (EBA, 2018)

Intressiriski hindamise osa on intressimäära stressi- ja šokistsenaariumite loomine ning nende regulaarne hindamine, riskitaluvuse ja limiitide kehtestamine. Stressi- ja šokistsenaariumite puhul on tegemist hüpoteetiliste olukordadega, kus turul olevad intressimäärad ja nende tuleviku oodatavad väärtused muutuvad vastavalt etteantud stsenaariumile. Lisaks intressimäärade muutusele võetakse stsenaariumites arvesse ka muude majanduslike näitajate mõjusid. Stsenaariumite abil hinnatakse intressimäärade volatiilsust, majandusliku väärtuse ning kasumi muutusi stressiolukorras. Intressimäärade stressi- ja šokistsenaariumite tulemuste põhjal tuleb teha ettevõtte toimimiseks erinevaid riski juhtimise, kapitali kaasamise või ärilisi otsuseid sõltuvalt varem määratud riskitaluvusest ja limiitide tasemetest. (EBA, 2018)

Stsenaariumite mudelite koostamiseks on EBA juhistes välja toodud erinevad nõuded, millest intressimäära prognoosimine peab sõltuma (EBA, 2018):

1. Stsenaariumite koostamisel tuleb arvestada ettevõtte tegevuse iseloomu, suurust, keerukust ja riskiprofili.
2. Stsenaariumid tuleb luua intressimäärade mineviku liikumisi ja simulatsioonidest saadud tuleviku väärtuseid arvesse võttes.
3. Stsenaariumites peab kajastuma intressimäärade seos põhiliste turumääradega.
4. Etteantud stsenaariumeid on kuus, kuid neile võivad lisanduda järelvalveameti poolt konkreetsele ettevõttele määratud stsenaariumid.

Seega on stsenaariumite loomise eesmärk hinnata ettevõtte majandusliku väärtuse ja kasumi muutusi erinevates olukordades. Järelvalveametit tuleb teavitada, kui vähemalt ühe stsenaariumi tulemusel väheneb ettevõtte prognoositav majanduslik väärtus rohkem kui on etteantud lubatud piirmäärad. Näiteks kui mingi stsenaariumi tagajärjel väheneb ettevõtte majanduslik väärtus rohkem kui 15% ettevõtte omakapitali väärtusest. (EBA, 2018)

Alternatiividena kasutatakse intressiriskide hindamiseks ka lihtsamaid meetode: *gap* analüüs ja *duration* analüüs. *Gap* analüüs hindab intressitundlike varade ja kohustuste erinevust, võttes arvesse instrumentide lepingulisi tähtaegu. Seejuures *duration* analüüs hindab intressitundlike varade ja kohustuste reaalsete tähtaegade erinevust. (Casu *et al.*, 2006, lk 291-293)

1.2 Töö eesmärk

Intressiriski mõõtmine ja maandamine on panga jaoks suure tähtsusega, kuid selle riski mõõtmiseks mõeldud mudelid on EBA juhendite järgi kirjeldatud suunavalt ja üldsõnaliselt. See tähendab, et juhendites on välja antud suunitlused ja komponendid, mida ettevõtte peab intressiriski hindamisel arvesse võtma, kuid täpsed mudelid ja seosed peab iga ettevõtte ise looma.

Erinevad komponendid, mida tuleb intressimäärade muutumise prognoosimises arvesse võtta, on konkreetse ettevõtte äriiga seotud aspektid, turumäärade abil finantsturu olukord, makromajanduse näitajad ja hoiuse intressimäärade varasemad väärtused (EBA, 2018).

Käesoleva töö eesmärk on uurida, kas ja kuidas sõltuvad Eestis pakutava nõudmiseni hoiuse intressimäärad (edaspidi ka hoiuse intressid) erinevatest turumääradest. Eestis tegutsevate krediitiasutuste pakutava nõudmiseni hoiuse intresside sõltumist uuritakse 6-kuulisest euriborist ja 6-kuulise euribori 5-aastasest *swap*'i määrast. Kõrvale jäetakse ettevõtete spetsiifilised ja makromajanduse näitajad ning nende mõju hoiuse intressile.

Töös uuritakse kõikide Eestis tegutsevate krediitiasutuste koondandmeid, et hinnata kuidas Eestis pakutava hoiuse intressid sõltuvad turumääradest. Uurides koondandmeid ja mitte konkreetse panga andmeid, on võimalik vähendada ettevõtte spetsiifiliste näitajate mõju tulemustele. Näiteks võib konkreetse panga hoiuse intresside muutus olla tingitud ettevõtte ärilisest otsusest kaasata rohkem hoiuseid. Kuna Eesti on osa suuremast monetaarsüsteemist, siis vaadeldakse töö käigus ka Euroopa Liidu euroala hoiuse intressimäärade sõltumist turumääradest.

Töös uuritakse, missugused turumäärad kirjeldavad kõige sobilikumalt muutusi hoiuse intressimäärades ning mil määral valitud turumäärad mõjutavad hoiuse intresse. Lõppeesmärk on luua hoiuse intresse kirjeldavad mudelid, mis võivad koosneda nii turumäärade mõjust kui ka uuritava hoiuse intressi varasematest väärtustest. Koostatud mudelid saab hiljem rakendada intressiriski stressi- ja šokistsenaariumites, et hinnata turumäärade kõikumisest tekkivaid intressimäärade liikumisi ning kaasnevaid intressiriske.

Töö tulemus on huvipakkuv kogu Eesti pangandussektorile, kuna kirjeldab üldiselt Eestis pakutavate hoiuste intressimäärade sõltumist turumääradest. Leitud seoseid saab kasutada ja arvesse võtta turumäärade muutumisest tekkivate intressiriskide hindamisel. Hoiuse intresside prognoosimine turumäärade abil on üks sisend intressiriski hindamise mudelisse.

2 Kasutatud metoodika

2.1 ARIMAX tüüpi mudelid

Peatükis antakse ülevaade aegridade analüüsiga seotud mõistetest ning seejärel kirjeldatakse ARIMAX tüüpi mudelite sobitamise protsessi. Peatükk põhineb aegrea analüüsi kirjeldaval raamatul (Brockwell *et al.*, 1991) ja loengukonspektil (Kangro, 2016), kui ei ole viidatud teisiti.

Aegridu on pidevaid kui ka diskreetseid, kus pideva ajaga aegridade puhul toimuvad mõõtmised pidevalt ja diskreetseid aegread omavad mõõdetud väärtusi võrdsete ajavahemike tagant. Käesolevas töös uuritakse diskreetseid aegridu.

Olgu diskreetse aegrea mõõtmiste vaheline aeg h ning huvipakkuva suuruse Z mõõtmised toimuvad ajamomentidel $\tau_i = \tau_0 + ih$, kus $i \in \mathbb{Z}$. Läbi töö tähistatakse ajamomendile τ_t vastavat juhuslikku suurust Z kujuga Z_t ja selle teadaolevat väärtust kujul z_t , kus $t \in \mathbb{Z}$.

Definitsioon 2.1. Juhuslikuks protsessiks nimetatakse juhuslike suuruste peret $(Z_t), t \in T$, kus iga liige Z_t on juhuslik suurus. Hulka T nimetatakse juhusliku protsessi indeks-hulgaks. Kui T on loenduv hulk, siis öeldakse, et juhuslik protsess on diskreetse ajaga protsess. (Pärna, 2013)

Definitsioon 2.2. Juhusliku vektori $(X_1, \dots, X_m)$ järguga k momentideks nimetatakse suuruseid

$$\mathbf{m}_{\alpha_1, \dots, \alpha_m} = E(X_1^{\alpha_1}, \dots, X_m^{\alpha_m}),$$

kus $\alpha_i, i = 1, \dots, m$ on mittenegatiivsed täisarvud ja $\sum_{i=1}^m \alpha_i = k$.

Definitsioon 2.3. Juhuslikku protsessi $(Z_t), t \in \mathbb{Z}$, nimetatakse (tugevalt) statsionaarseks, kui iga positiivse täisarvu m ning iga täisarvu q korral on juhuslikud vektorid $(Z_1, \dots, Z_m)$ ning $(Z_{1+q}, \dots, Z_{m+q})$ sama jaotusega. Kui iga positiivse täisarvu m ja iga täisarvu q korral $(Z_1, \dots, Z_m)$ ning $(Z_{1+q}, \dots, Z_{m+q})$ kõik kuni k järku momendid on võrdsed, siis nimetatakse protsessi Z_t k -järku nõrgalt statsionaarseks.

Definitsioonist 2.3 järeldub, et juhul kui $m = 1$, siis teist järku nõrgalt statsionaarse protsessi korral kehtib $E(Z_t) = \mu$ ja $D(Z_t) = \sigma^2, \forall t$, kus μ ja σ^2 on suvalised konstandid.

Definitsioon 2.4. Olgu $(Z_t), t \in \mathbb{Z}$, teist järku nõrgalt statsionaarne protsess, siis funktsiooni

$$\gamma(p) = \text{cov}(Z_t, Z_{t+p}), \quad p \in \mathbb{Z}$$

nimetatakse protsessi Z autokovariatsioonifunktsiooniks ning funktsiooni

$$\rho(p) = \text{cor}(Z_t, Z_{t+p}) = \frac{\gamma(p)}{\sigma^2}, \quad p \in \mathbb{Z}$$

nimetatakse protsessi Z autokorrelatsioonifunktsiooniks, kus $\sigma^2 = D(Z_t)$.

Definitsioon 2.5. Olgu $(Z_t), t \in \mathbb{Z}$ ja $(X_t), t \in \mathbb{Z}$ teist järku nõrgalt statsionaarsed protsessid, siis funktsiooni

$$\gamma_{xz}(p) = \text{cov}(X_t, Z_{t+p}), \quad p \in \mathbb{Z}$$

nimetatakse protsesside X ja Z ristkovariatsioonifunktsiooniks ning funktsiooni

$$\rho_{xz}(p) = \text{cor}(X_t, Z_{t+p}) = \frac{\gamma_{xz}(p)}{\sigma_x \sigma_z}, \quad p \in \mathbb{Z}$$

nimetatakse protsesside X ja Z ristkorrelatsioonifunktsiooniks, kus $\sigma_z^2 = D(Z_t)$ ja $\sigma_x^2 = D(X_t)$.

Definitsioon 2.6. Juhuslike suuruste X_1 ja X_2 osakorrelatsiooniks pärast suuruste $Y_1, \dots, Y_k$ mõju eemaldamist nimetatakse suuruste $X_1 - PX_1$ ja $X_2 - PX_2$ vahelist korrelatsiooni, kus P on vähimruutude projektor suurustega $Y_1, \dots, Y_k$ määratud alamruumile.

Definitsioon 2.7. Teist järku nõrgalt statsionaarse protsessi Z k -ndat järku osautokorrelatsioonikordajaks nimetatakse suuruste $\bar{Z}_t$ ja $\bar{Z}_{t-k}$ osakorrelatsiooni pärast suuruste $\bar{Z}_{t-1}, \dots, \bar{Z}_{t-(k-1)}$ mõju eemaldamist, kus $\bar{Z}_t = Z_t + \mu$.

Definitsioon 2.8. Eeldame, et protsess $A_t, t \in \mathbb{Z}$ on tsentreeritud, mittekorreleeritud ja teist järku nõrgalt statsionaarne ning et protsess $Z_t, t \in \mathbb{Z}$ omab konstantset keskväärtust μ . Kasutame tähistust $\bar{Z}_t = Z_t - \mu$, siis lõpliku arvu kordajatega lineaarsete protsesside klassid on järgmised:

- Järguga p autoregressiivseteks protsessideks ehk $\text{AR}(p)$ protsessideks nimetatakse teist järku nõrgalt statsionaarseid protsesse kujul

$$\bar{Z}_t = \sum_{i=1}^p \phi_i \bar{Z}_{t-i} + A_t.$$

- Järguga q liikuva keskmisega protsessideks ehk $\text{MA}(q)$ protsessideks nimetatakse protsesse kujul

$$\bar{Z}_t = A_t - \sum_{i=1}^q \theta_i A_{t-i}.$$

- Järguga p autoregressiivseteks ja järguga q liikuva keskmisega protsessideks ehk ARMA(p, q) protsessideks nimetatakse protsesse kujul

$$\bar{Z}_t = \sum_{i=1}^p \phi_i \bar{Z}_{t-i} + A_t - \sum_{i=1}^q \theta_i A_{t-i}.$$

Tihti ei vasta uuritavad aegread statsionaarsuse eeldustele, kuna keskmine on ajas muutuv. Samas aegrea muudud või muutude muudud on statsionaarsed read. Protsessi $Z_t, t \in \mathbb{Z}$ muutude protsessi $Z_t - Z_{t-1}$ võib kirjutada kujul $(1 - B) \cdot Z_t$ ja muutude muutude protsessi kujul $(1 - B)^2 \cdot Z_t$, kus B nimetatakse nihkeoperaatoriks: $BZ_t = Z_{t-1}, \forall t$.

Definitsioon 2.9. Juhuslikku protsessi Z_t , mille d -järku muudud $W_t = (1 - B)^d Z_t$ vastavad ARMA(p, q) protsessile nimetatakse ARIMA(p, d, q) protsessiks.

Kui andmetele ei sobi madalat järku ARIMA tüüpi mudelid, leiduvad üksikud nullist erinevad kõrget järku auto- või osaautokorrelatsioonid, siis on võimalik moodustada osalisi ARIMA mudeleid.

Definitsioon 2.10. Osalisteks ARIMA tüüpi mudeliteks nimetatakse ARIMA(p, d, q) tüüpi mudeleid, kus ainult osa kordajatest $\phi_1, \dots, \phi_p$ ja/või $\theta_1, \dots, \theta_q$ on nullist erinevad ja seal hulgas ϕ_p ja θ_q .

Lisaks aegrea minevikuväärtustele võib esineda olukord, kus aegrea tuleviku väärtusi saab kirjeldada mingi muu aegrea väärtustega $X_1, \dots, X_m$. Sellisel juhul saab sobitada lineaarse mudeli ARIMA tüüpi vigadega.

Definitsioon 2.11. ARIMAX mudeliks nimetatakse mitmese lineaarse regressiooni mudelit kujul

$$Z_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i(t) + \epsilon_t,$$

kus vead ϵ_t vastavad mingile ARIMA tüüpi protsessile.

2.2 Mudelite hindamine

Mudelite sobitamisele eelneb aegride statsionaarsuse kontrollimine. Aegrida on teist järku nõrgalt statsionaarne, kui aegrea vaatlustel on sama keskvärtus ja dispersioon. Kui see tingimus ei ole täidetud, loetakse aegrida mittestatsionaarseks. Aegrea statsionaarsust saab kontrollida aegrea graafiku vaatluse teel ja näiteks Phillips–Perroni

ühikjuure testi abil, kus testi alternatiivse hüpoteesi järgi ühikjuurt ei leidu ehk aegrida on statsionaarne. Kui aegrida osutub mittestatsionaarseks, saab uurida aegrea muutusi või muutude muutusi.

Sobiva ARMA(p, q) mudeli valimisel lähtutakse järgmistest omadustest:

- Autoregressiivse AR(p) protsessi korral on osautokorrelatsioonikordajad võrdsed nulliga alates järgust $p + 1$.
- Liikuva keskmise MA(q) protsessi korral on autokorrelatsioonikordajad võrdsed nulliga alates järgust $q + 1$.
- Autoregressiivse liikuva keskmise ARMA(p, q) protsessi korral on osautokorrelatsioonikordajad ja autokorrelatsioonikordajad võrdsed nulliga alates vastavalt järgust $p + 1$ ja järgust $q + 1$.

ARIMAX tüüpi mudelid leitakse eelvalgendamise meetodil. Eelvalgendamise protsess on järgmine:

1. Sobitatakse ARIMA tüüpi mudel välise aegrea X_t jaoks ning leitakse mudeli jäägid A_t .
2. Samade kordajatega mudel sobitatakse ka aegrea Z_t jaoks ja leitakse mudeli jäägid C_t .
3. Seejärel leitakse jääkide A_t ja C_t vahelised ristkorrelatsioonid. Kui leiduvad positiivsed ristkorrelatsioonid, siis kasutatakse vastava nihkega regressorrea X_t väärtuseid reale Z_t lineaarse regressioonimudeli hindamisel.

Koostatud mudeli sobivust hinnatakse ühesammuliste prognoosivigade sõltumatuse kontrollimisega. Prognoosivigade sõltumatust hinnatakse töös kahel viisil: mudeli standardiseeritud jääkide korrelatsiooni graafikute põhjal ja Ljung-Box testi abil.

Sõltumatute sama jaotusega juhuslike suurustega protsessi korral on autokorrelatsioonide hinnangud $r(p)$ ja osautokorrelatsioonide hinnangud $a(p)$, $p > 0$ asümptootiliselt normaaljaotusega, keskvärtusega ligikaudu $-\frac{1}{N}$ ja standardhälbega $\frac{1}{\sqrt{N}}$, kus N on aegreas olevate vaatluste arv. Sellest lähtuvalt peaks piisavalt suure N ja iga $p > 0$ korral nii autokorrelatsioonide hinnangud $r(p)$ kui ka osautokorrelatsioonide hinnangud $a(p)$ jääma 95% tõenäosusega vahemikku $\left[-\frac{1}{N} - \frac{\Phi^{-1}(0.975)}{\sqrt{N}}, -\frac{1}{N} + \frac{\Phi^{-1}(0.975)}{\sqrt{N}}\right]$.

Ljung-Box testi abil hinnatakse jääkide autokorrelatsioonide komplekti $r_1, \dots, r_m$ erinevust nullist. Ljung-Box testi teststatistik avaldub kujul

$$Q = N \cdot (N + 2) \cdot \sum_{p=1}^m \frac{r_p^2}{N - p},$$

kus N on aegreast olevate vaatluste arv. Teststatistik on sõltumatute jääkide korral asümptootiliselt χ^2 -jaotusega, vabadusastmetega m .

Sobivate mudelite välja valimiseks võrreldakse Akaike informatsiooni kriteeriumit (*Akaike information criterion*, AIC)

$$\text{AIC} = 2k - 2 \ln(L),$$

kus k on mudelis kasutatud parameetrite arv ja $\ln(L)$ on aegreast vaatlustele vastav logaritmiline tõepära. Eelistatakse väiksema AIC väärtusega mudelit. Oluliseks erinevuseks loetakse, kui kahe mudeli AIC väärtus erineb rohkem kui 2 võrra.

AIC ei sobi erinevate alusandmetega koostatud mudelite võrdlemiseks. Nende võrdlemiseks kasutatakse prognoosivigade järgmisi näitajaid:

- keskmine absoluutne viga (*mean absolute deviation*) $\text{MAD} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |z_i - \hat{z}_i|$;
- keskmine ruutviga (*mean square error*) $\text{MSE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - \hat{z}_i)^2$;
- ruutkeskmine viga (*root mean square error*) $\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - \hat{z}_i)^2}$;

kus z_i aegreast tegelik väärtus ajamomendil i , $\hat{z}_i$ aegreast prognoositud väärtus ajamomendil i ning n on prognoositud aegreast väärtuste arv.

2.3 Kointegratsioon

Enamasti on uuritavad aegreast mittestatsionaarsed, seetõttu ei saa seoste hindamiseks kasutada aegreastade korrelatsioone ja üldjuhul ei ole regressioonimudeli kasutamine riidevahelise seose kirjeldamiseks korrektne. See tähendab, et ARIMA tüüpi mudeli sobitamiseks tuleb uurida näiteks aegreast statsionaarseid muute, millega võib minna osa informatsioonist kaduma. Engle *et al.* on välja pakkunud kahe mittestatsionaarse aegreast vahelise seose uurimiseks kointegratsiooni. Kointegratsiooni võib kirjeldada kui pikaajalise seose olemasolu mittestatsionaarsete aegreastade vahel.

Peatükk põhineb kointegratsiooni kirjeldaval artiklil “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing” (Engle *et al.*, 1987).

Definitsioon 2.12. Aegrida $Z_t, t \in \mathbb{Z}$ on integreeritud d -järku, $Z_t \sim I(d)$, kui $(1 - B)^d \cdot Z_t$ on statsionaarne protsess, kus B tähistab nihkeoperaatorit.

Olgu aegreast $Z_t \sim I(d)$ ja $X_t \sim I(d)$ sellised, et nende lineaarkombinatsioon

$$Y_t = Z_t + \alpha X_t,$$

kus $\alpha \in \mathbb{R}$, on samuti integreeritud d -järku. Samas võib leiduda olukord, kus $Y_t \sim I(d-b)$, $d \geq b > 0$. Sellisel juhul öeldakse, et aegread Z_t ja X_t on kointegreeritud ja α on kointegratsiooni parameeter.

Selle iseloomustamiseks vaadatakse näidet, kus $d = b = 1$. Olgu aegread X_t ja Z_t mõlemad 1-järku integreeritud kujul

$$X_t = \sum_{j=1}^t W_j, \text{ kus } t = 1, 2, \dots, T \text{ ja } W_t \sim \mathcal{N}(1, 1) \text{ on sõltumatud ja}$$

$$Z_t = X_t + Y_t, \text{ kus } t = 1, 2, \dots, T \text{ ja } Y_t \sim \mathcal{N}(0, 1) \text{ on sõltumatud ning}$$

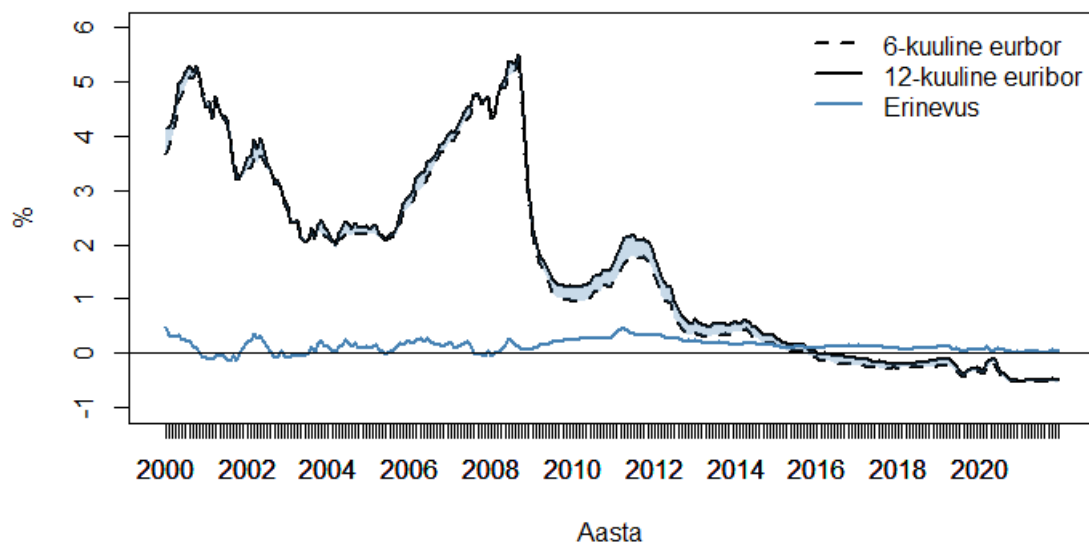
omavahel on sõltumatud W_i ja $Y_j \forall i, j$. On näha, et aegread X_t ja Z_t liiguvad ajas koos ning statsionaarne protsess Y_t iseloomustab kahe mittestatsionaarse aegrea vahelist erinevust.

Kuigi käesolevas töös uuritakse kointegratsiooni kahe aegrea vahel, siis on võimalik kointegratsiooni olemasolu ka rohkem kui kahe aegrea vahel. Järgnevalt antakse kointegratsiooni definitsioon üldisel kujul.

Definitsioon 2.13. Vektori $(n \times 1)$ $\mathbf{x}_t, t \in \mathbb{Z}$ liikmed on kointegreeritud järku d, b , kui

1. kõik $x_{i,t} \sim I(d), d > 0, i = 1, \dots, n$,
2. leidub vektor $\alpha \neq 0$ nii, et $y_t = \alpha^T \mathbf{x}_t \sim I(d-b), b > 0$.

Vektorit α nimetatakse kointegratsiooni vektoriks.



Joonis 2.1. 6-kuuline ja 12-kuuline euribor ning nende erinevus (andmete allikas: *Bloomberg Terminal*)

On näha, et 6-kuulise ja 12-kuulise euribori väärtused muutuvad ajas sarnaselt, mille järgi võib arvata, et kaks aegrida on omavahel kointegreeritud ning nende vahe protsess on statsionaarne (joonis 2.1).

Kointegratsiooni seose olemasolu kontrollimiseks on olemas erinevaid teste. Levinumad on Engle-Grangeri test lineaarse mudeli jääkliikmete statsionaarsuse testimiseks ja Johanseni test vektor autoregressiivse (VAR) mudeli ja selle koefitsientide maatriksi astaku suuruse testimiseks (Johansen, 1991). Töös kasutatakse Johanseni testi² kointegratsiooni uurimiseks.

Johanseni testi lühiülevaade

Johanseni testist antakse lühiülevaade tuginedes artiklile (Johansen, 1991). Johanseni test võimaldab uurida kointegratsiooni kahe või enama aegrea vahel.

Johanseni testimise protsessi esimene samm on p -järku VAR mudeli moodustamine

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}_1 \cdot \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \cdot \mathbf{Y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (1)$$

kus $\mathbf{Y}_t$ on $(n \times 1)$ -vektor uuritavate aegridade väärtustest ajahetkel t , $\boldsymbol{\mu}$ on $(n \times 1)$ -vektor aegridade keskmistest, $\mathbf{A}_i$ on $(n \times n)$ -maatriks ja sisaldab kordajaid aegridade väärtustele ajahetkel $t - i$, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ vigade protsess, n on aegridade arv, mille vahel kointegratsiooni testitakse.

Valemi 1 saab esitada ka järgmisel maatrikskujul:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{Y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{Y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

kus $\Delta \mathbf{Y}_t = \mathbf{Y}_t - \mathbf{Y}_{t-1}$, $\boldsymbol{\Pi}$ ja $\boldsymbol{\Gamma}_i$ on $(n \times n)$ -maatriksid kujul

$$\boldsymbol{\Pi} = \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i - \mathbf{I}, \quad \boldsymbol{\Gamma}_i = - \sum_{j=i+1}^p \mathbf{A}_j.$$

Kui koefitsientide maatriksi $\boldsymbol{\Pi}$ astak on suurem kui 0, $0 < \text{rank}(\boldsymbol{\Pi}) := r < n$, siis on astaku suurus r kointegreeritud seoste arv aegridade vahel.

Johanseni test leiab maatriksile $\boldsymbol{\Pi}$ omaväärtused ja omavektorid ning tõepära suhte testi abil leiab maatriksi astaku. Astaku suurst hakkatakse hindama $r = 0$ kuni $r = n - 1$, kus nullhüpoteesi korral jäädakse astaku suuruse $r = 0$ juurde ehk kointegreeritud seost ei ole. Astaku väärtust testitakse tõepärasuhte testi abil, kus teststatistik on kujul

$$LR(r_0, r_0 + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r_0+1}), \quad (2)$$

²Töös kasutatakse kointegratsiooni testimiseks statistikatarkvara R paketi *urca* Johanseni testi käsuga *ca.jo*.

kus λ_{r_0+1} on $\mathbf{\Pi}$ omaväärtused, T on aegridades olevate väärtuste arv. Statistiku väärtuse abil testitakse hüpoteeside paari, kus $H_0 : \text{rank}(\mathbf{\Pi}) = r_0$ ja $H_1 : \text{rank}(\mathbf{\Pi}) = r_0 + 1$. Lisaks leiab Johanseni test maatriksi omaväärtused ja omavektorid. Kui varasemalt on leitud, et maatriksi astak oli suurem kui 0 ehk leidub kointegratsioon aegridade vahel, siis iga positiivse omaväärtuse omavektori abil saab moodustada lineaarkombinatsiooni, mis vastab statsionaarsele reale ja iseloomustab kointegratsiooni. Kui kahe aegrea vahel on kointegratsioon, siis seda saab kirjutada kujul

$$y_{1,t} = e_1 + e_2 y_{2,t} + \omega_t,$$

kus $y_{1,t}$ ja $y_{2,t}$ on aegread, e_1 ja e_2 on omavektori liikmed ning ω_t on statsionaarne protsess.

2.4 Aegridade transformeerimine

Aegridade transformeerimiseks kasutatakse logaritmfunksiooni ja hüperboolse siinuse pöördfunksiooni. Aegridade transformeerimise eesmärk on ühtlustada aegrea väärtusi erinevate perioodide vahel ning vähendada üksikute suurte kõikumiste olemasolu.

Logaritm teisendust kasutatakse töös kujul

$$Y_t = \ln(c + X_t),$$

kus X_t on originaalne aegrida ja $c \in \mathbb{R}$ on nihkeparameeter.

Nihkeparameeter on oluline, kuna hoiuse intresside ja turumäärade aegread omavad ka negatiivseid väärtused. See tähendab, et enne logaritmi võtmist, tuleb väärtused nihutada, et need oleks kõik positiivsed.

Teiseks, kasutatakse aegridadel hüperboolse siinuse pöördfunksiooni (*inverse hyperbolic sine*, IHS, asinh). Enamasti kasutatakse erinevate majanduse andmete transformeerimiseks logaritmfunksiooni, kuid logaritmfunksiooni ei saa kasutada mittepositiivsete väärtuste korral. Seega, kui aegrida sisaldab ka mittepositiivseid väärtuseid, siis tuleb hinnata sobiv nihe ning andmed enne teisendust nihutada. Üheks alternatiiviks andmete teisendamisel on hüperboolse siinuse ehk asinh-funktsiooni kasutamine.

Hüperboolse siinuse pöördfunksioon on määratud piirkonnas $\mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ ja on tähistatud järgmiselt

$$y = \text{asinh}(x).$$

Lisaks saab näidata, et asinh-funktsiooni on võimalik avaldada valemi $y = \text{asinh}(x) = \ln(x + \sqrt{x^2 + 1})$ kujul. Hüperboolse siinuse definitsioonist saadakse

$$y = \text{asinh}(x) \implies x = \sinh(y) \stackrel{\text{def}}{\implies} x = \frac{e^y - e^{-y}}{2}.$$

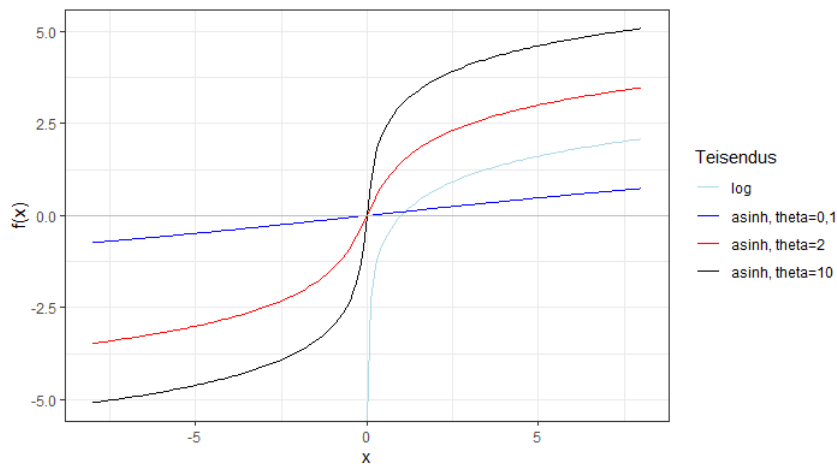
Avaldades eelmise tulemuse viimasest valemist e^y , saame ruutvõrrandi kujul

$$(e^y)^2 - 2xe^y - 1 = 0,$$

millel leidub ainult üks sobiv lahend $e^y = x + \sqrt{x^2 + 1}$, kuna $e^y > 0$ ja $\sqrt{x^2 + 1} > x$. Seega saadakse

$$y = \ln(x + \sqrt{x^2 + 1}).$$

Kui $x \rightarrow \infty$, siis $\operatorname{asinh}(x) \approx \ln(2x)$. See tähendab, et suurte väärtuste korral käitub asinh -funktsioon kui logaritmifunktsioon. Joonisel 2.2 on toodud erinevate väärtustega logaritm- ja asinh -funktsioonid. Hüperpoolse siinuse pöördfunktsioon on määratud piirkonnas $(-\infty, \infty)$ ja käitub sümmeetriliselt nullpunkti ümber.



Joonis 2.2. Logaritmifunktsioon ja asinh -funktsioon skaalaparameetrite 0, 1, 2 ja 10 korral

Asinh -transformatsiooni tulemus sõltub skaalast, kus esialgsed väärtused paiknevad. Nullpunkti ümber käitub funktsioon rohkem lineaarselt ning suuremate väärtuste korral logaritmifunktsiooni sarnaselt. Kirjanduses soovitatakse lisada aegrea transformeerimisel ka skaalaparameeter, et aegrida teisenduse tagajärjel sobivale kujule saada (Aihounon *et al.*, 2021). Käesolevas töös valitakse skaalaparameeter eraldi uuritavale aegreale ehk hoiuse intressimäärale ja välisele mõjutajale ehk turumäärale ning seejärel kasutatakse transformeeritud aegridu ARIMAX mudelite leidmisel:

$$\tilde{Z}_t = \operatorname{asinh}(\theta_z \cdot Z_t) \quad \text{ja} \quad \tilde{X}_t = \operatorname{asinh}(\theta_x \cdot X_t),$$

kus Z_t , X_t on vastavalt hoiuse intress ja turumäär ajahetkel t , $\tilde{Z}_t$ ja $\tilde{X}_t$ on transformeeritud aegread ajahetkel t ning θ_z ja θ_x on skaalaparameetrid.

3 Andmed

3.1 Hoiuse intressid

Eestis pakutava nõudmiseni hoiuse intresside uurimiseks kasutatakse Euroopa Keskpanka (ECB) poolt kogutud nõudmiseni hoiuse intresside väärtuseid. ECB avalikustab ja teeb tasuta kättesaadavaks koostatud ametliku finantsstatistika oma statistika andmebaasides (ECB, 2022d). Kuigi ECB statistika keskendub rohkem euroala riikidele, siis andmeid kogutakse ja analüüsitakse kõikide Euroopa Liidu riikide kohta (ECB, 2022a).

Töös kasutatakse ECB poolt kogutud ja väljastatud nõudmiseni hoiuse intresside koon-dandmeid Eesti ja euroala riikide rahandusasutuste kohta, millest on välja arvatud keskpangad ja rahaturufondid. Rahandusasutusteks (*monetary financial institution*, MFI) loetakse (ECB, 2022b):

1. Euroopa Liidu riikide keskpangad ja ECB;
2. krediidasutused, muud finantsinstitutsioonid ja e-raha asutused;
3. rahaturufondid.

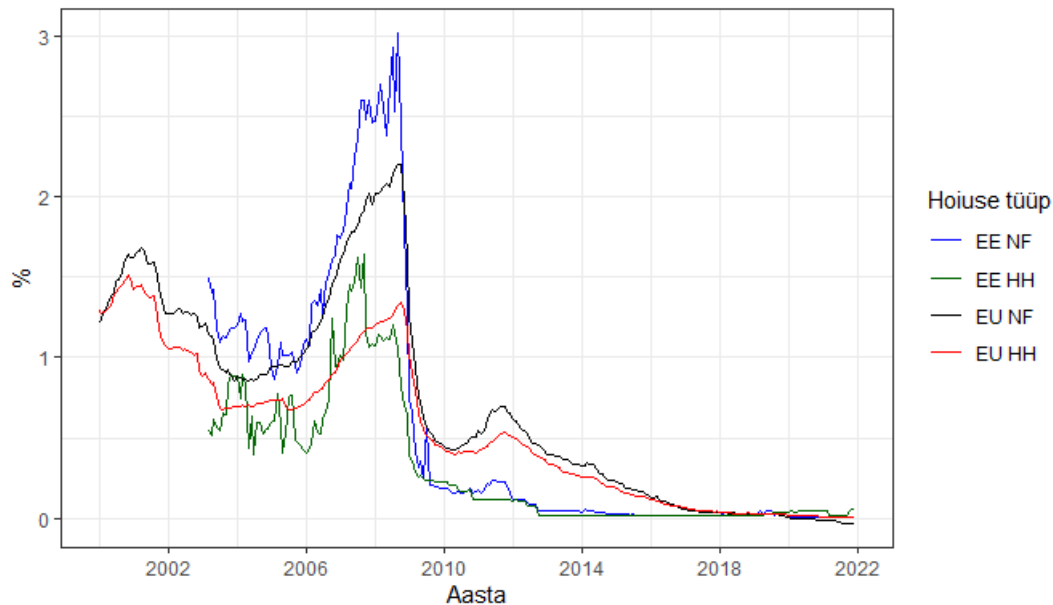
Neli uuritavat nõudmiseni hoiuse intresside aegrida on järgmised:

1. Eesti nõudmiseni hoiuse intressimäärad mittefinantsettevõtetele (*Estonian non-financial institutions*, edaspidi ka EE NF) (MIR.M.EE.B.L21.A.R.A.2240.EUR.N, ECB, 2022c).
2. Eesti nõudmiseni hoiuse intressimäärad kodumajapidamistele (*Estonian households*, EE HH) (MIR.M.EE.B.L21.A.R.A.2250.EUR.N, ECB, 2022c).
3. Euroala riikide nõudmiseni hoiuse intressimäärad mittefinantsettevõtetele (*euro area non-financial institutions*, EU NF) (MIR.M.U2.B.L21.A.R.A.2240.EUR.N, ECB, 2022c).
4. Euroala riikide nõudmiseni hoiuse intressimäärad kodumajapidamistele (*euro area non-financial institutions*, EU HH) (MIR.M.U2.B.L21.A.R.A.2250.EUR.N, ECB, 2022c).

Eesti intresside andmed on 2003. aasta märtsist kuni 2021. aasta detsembrini ja euroala riikide intresside andmed on 2000. aasta jaanuarist kuni 2021. aasta detsembrini. Intresside andmed on kuise sammuga ning kahe erineva kliendigrupi lõikes. Hoiuse intresside andmed on eraldi kodumajapidamistele ja mittefinantsettevõtetele pakutava hoiuse intressi kohta. Kodumajapidamiste all mõistetakse nii üksikisikuid, leibkondi

kui ka füüsilisest isikust ettevõtjaid. Lisaks arvestatakse kodumajapidamiste hulka kodumajapidamisi teenindavad kasumitaotluseta mittetulundusühingud ja sihtasutused. Mittefinantsettevõtete alla kuuluvad institutsioonilised üksused, mille eesmärk on toota kaupu ja/või osutada mittefinantsteenuseid. (Eesti Pank, 2022a)

Kuni aastani 2009 on hoiuse intresside väärtused olnud suuremad ja volatiilsemad võrreldes perioodiga alates aastast 2010 (joonis 3.1).



Joonis 3.1. Eesti ja euroala nõudmiseni hoiuse intressid mittefinantsettevõtete (NF) ja kodumajapidamiste (HH) lõikes

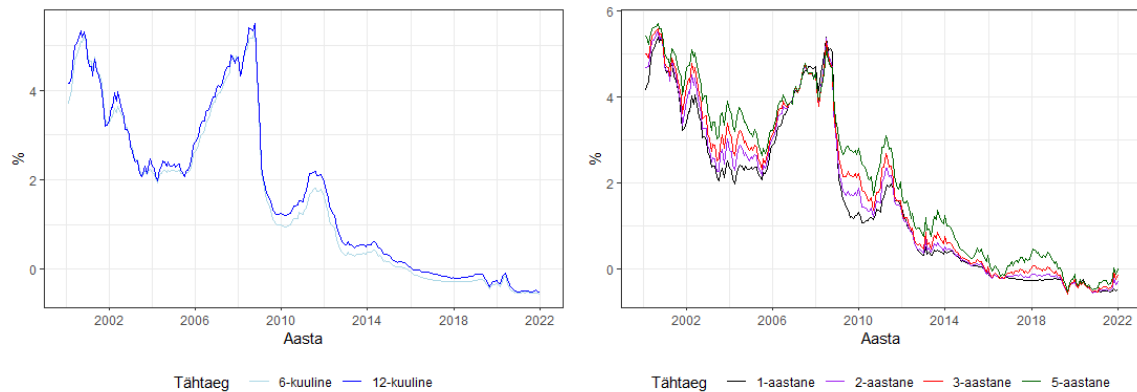
3.2 Turumäärad

Lisaks muudele eeldustele on EBA juhiste järgi hoiuse intressi käitumise modelleerimisel vaja arvestada turumäärade mõjuga hoiuse intressile (EBA, 2018). Kuna juhised ei suuna konkreetset turumäära kasutama, annab käesolev alapeatükk ülevaate magistritöö raames uuritavatest turumääradest.

Euribor

Euribor on lühend inglise keelsest väljendist *euro interbank offered rate* ja see iseloomustab keskmist intressimäära, millega erinevad euroala pangad üksteiselt raha laenavad. Tänapäeval on olemas viie erineva tähtajaga euribori määrasid: 1-nädalase ja 1-, 3-, 6- ning 12-kuulise tähtajaga. Euribori peetakse üheks oluliseimaks turumääraks Euroopa rahaturul, sest see on aluseks mitmete rahaturu instrumentide hinnastamisel, näiteks intressimäära *swap*-tehingud ja kodulaenud. (Hayes, 2022)

Töös keskendutakse ainult 6-kuulise tähtajaga euribori (edaspidi euribor) abil hoiuse intressidele mudeli leidmisele. Kuna erinevate tähtaegadega euribori väärtused on erinevad, kuid muutused määrade liikumises on sarnased, siis loetakse käesolevas töös piisavaks kasutada ainult ühe tähtajaga euribori (joonis 3.2).



Joonis 3.2. Euribori (vasakul) ja euribori *swap*'i määrad (paremal) erinevate tähtaegade lõikes

Swap'i määr

Kui euribori määrade puhul on tegemist kuni üheaastase tähtajaga turumääradega, siis pikemate tähtaegadega turumäärade mõju uurimiseks vaadeldakse 6-kuulise euribori *swap*'i määrasid.

Swap ehk *swap*-tehing on tuletistehing, mille käigus tehingu osapooled vahetavad omavahel tuleviku rahavoogusid, kusjuures intressimäär *swap*'i puhul vahetavad osapooled tuleviku intressimaksete rahavoogusid. Intressimäär *swap* on vahend, mida kasutatakse intressimäärade riski maandamiseks. Näiteks on võimalik ujuva intressimääraga maksete rahavood vahetada fikseeritud intressimääraga maksete rahavoo vastu ning *swap*'i määr on intressimäär, mida peab maksma ujuva intressimäär asemel. (Casu *et al.*, 2006, lk 241)

Swap'i määrad iseloomustavad pikemate tähtaegadega intressimäärasid kui euribori tähtajad. Näiteks on 6-kuulise euribori intressi *swap*-tehingutel tähtajad ühest aastast kuni 30 aastani (investing.com, 2022). Töös uuritakse ainult 5-aastase intressi *swap*'i määra mõju hoiuse intressidele samal põhjusel, mis on kirjeldatud euribori kohta (joonis 3.2). Viieks aastaks fikseeritud intressimäär vastu 6-kuulist euribori nimetatakse 6-kuulise euribori 5-aastaseks intressi *swap*'i määra (Casu *et al.*, 2006, lk 243). Töös kasutatakse edaspidi 6-kuulise euribori 5-aastase intressi *swap*'i määra tähistamiseks lühendit eusa.

Euribori ja eusa aegread on mõlemad kuise sammuga, kus iga kuu turumäära väärtus on kuu viimase tööpäeva lõppseis. Turumäärade info on saadud Bloombergi Terminalist ning kasutatud on andmeid perioodil 2000. aasta jaanuarist kuni 2021. aasta detsembrini.

4 Sobitatud mudelid

Peatükis leitakse hoiuse intressidele sobivad ARIMAX tüüpi mudelid, kus uuritavad aegread on originaalkujul, logaritmitud või asinh-transformeeritud. Lisaks ARIMAX tüüpi mudelitele vaadeldakse hoiuse intresside ja turumäärade vahelist kointegratsiooni.

Töö eesmärk on uurida, kas ja kuidas sõltuvad Eestis pakutava nõudmiseni hoiuse intressimäärad turumääradest. Eesti finantsturg on väike ning maailmas toimuvate muutuste mõju ei pruugi otseselt ja oluliselt hoiuse intressidesse üle kanduda. Eesmärk on moodustada hoiuse intresse kirjeldavad mudelid, kus olulisel kohal oleks väline regressorid oma eelnevate väärtustega. Mudelid, kus osutuvad oluliseks ainult aegrea enda eelmised väärtused ning välise regressorrea eelmised väärtused oluliseks ei osutu (ARIMA tüüpi mudelid intresside aegreale), töös sobilikeks mudeliteks ei loeta. Töö käigus soovitakse aegridade analüüsimise teel aru saada, kas hoiuste intresside modelleerimine turumäärade abil on korrektne ja seosed on statistiliselt olulised.

Mudelid moodustatakse kõik aegridadele, mille vaatlused ulatuvad kuni 2019. aasta detsembrini k.a. Ülejäänud kahte aastat kasutatakse hiljem alapeatükis 4.5 sobilike mudelite omavaheliseks võrdlemiseks.

Igale nõudmiseni hoiuse intresside aegreale sobitatakse mudel nii 6-kuulise euribori (lühend euribor) kui ka 5-aastase 6-kuulise euribori *swap*'i määra (lühend eusa) abil.

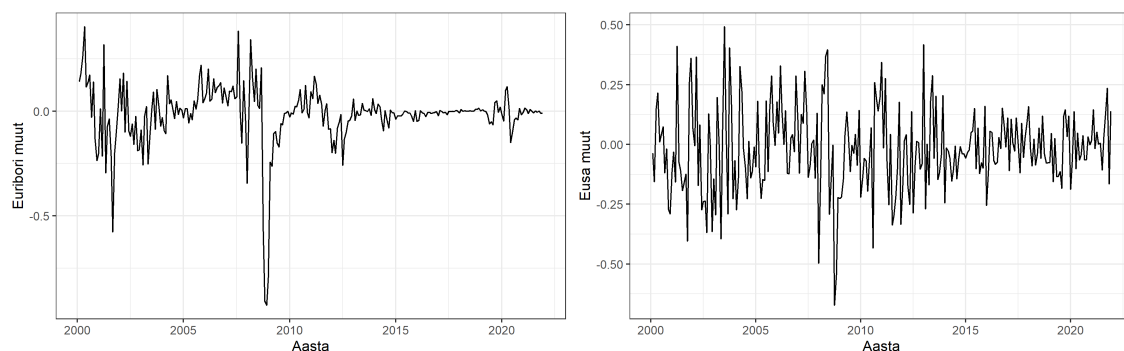
4.1 ARIMAX tüüpi mudelid transformeerimata aegridadele

4.1.1 Aegridade statsionaarsus

Esmalt tuleb veenduda aegridade statsionaarsuses. Kui aegrida ei ole statsionaarne, siis diferentsitakse aegrida, kuni tekkinud aegrida on statsionaarne. Statsionaarsuse kontrollimiseks kasutatakse Phillips-Perron ühikjuure testi, kus alternatiivse hüpoteesi vastu võtmine tähendab, et aegrida on statsionaarne.

Turumäärade statsionaarsus

Turumäärad ei ole statsionaarsed, kuna keskmine on ajas muutuv (joonis 3.2). Seega võetakse turumääradest esimest järku diferents. Jooniselt 4.1 on näha, et euribori muutude väärtustes on 2009.aastal üks eristuv väärtus, kui euribor langes 0,8 protsendipunkti võrra. Euribori muutude varieeruvus on väiksem pärast 2012. aastat. Eusa muudud on ühtlasema varieeruvusega ja konstantse keskmisega, kuid 2013. aastast muutude suurused vähenevad.



Joonis 4.1. Euribori (vasakul) ja eusa (paremal) diferentsitud aegread

Tabelis 1 on välja toodud Phillips-Perroni testi olulisuse tõenäosused turumäärade ja nende muutude statsionaarsuse kontrollimiseks. Saab öelda, et kumbki turumäär ei ole statsionaarne, kuid nende ühekordsed diferentsid on.

Tabel 1. Turumäärade Phillips-Perroni testi olulisuse tõenäosused

Turumäär	p	Statsionaarne
Euribor	0,519	ei
Diferentsitud euribor	0,01	jah
Eusa	0,3687	ei
Diferentsitud eusa	0,01	jah

Hoiuse intresside statsionaarsus

Hoiuse intresside statsionaarsust kontrollitakse Phillips-Perron testiga ning olulisuse tõenäosused on toodud tabelis 2. Hoiuse intresside aegread ei ole statsionaarsed, kuid hoiuse intresside esimesed muudud on.

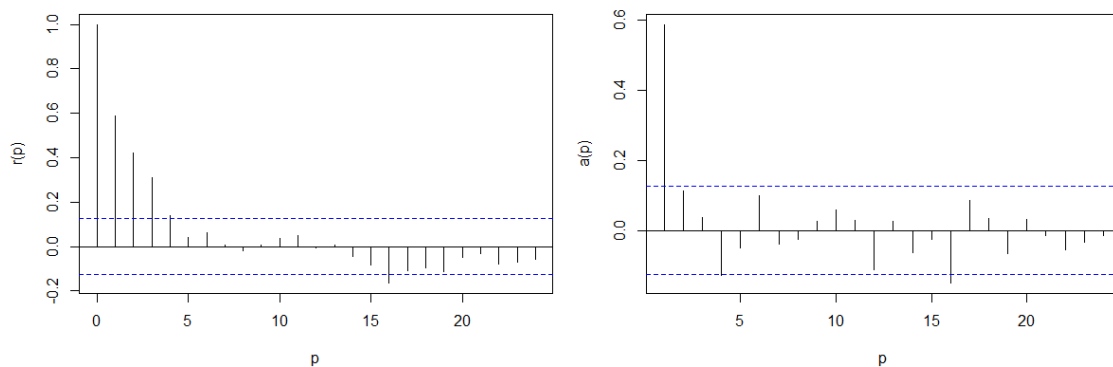
Tabel 2. Hoiuse intresside Phillips-Perron testi olulisuse tõenäosused

Hoiuse intressid	p	Statsionaarne
Eesti kodumajapidamiste	0,5334	ei
Diferentsitud Eesti kodumajapidamiste	0,01	jah
Eesti mittefinantsettevõtete	0,678	ei
Diferentsitud Eesti mittefinantsettevõtete	0,01	jah
Euroala kodumajapidamiste hoiuse intress	0,634	ei
Diferentsitud euroala kodumajapidamiste	0,01	jah
Euroala mittefinantsettevõtete	0,5945	ei
Diferentsitud euroala mittefinantsettevõtete	0,01	jah

Kõikidele aegridadele leitakse ARIMAX tüüpi mudelid nende statsionaarsetele muutudele ning regressorreana kasutatakse turumäärade muute.

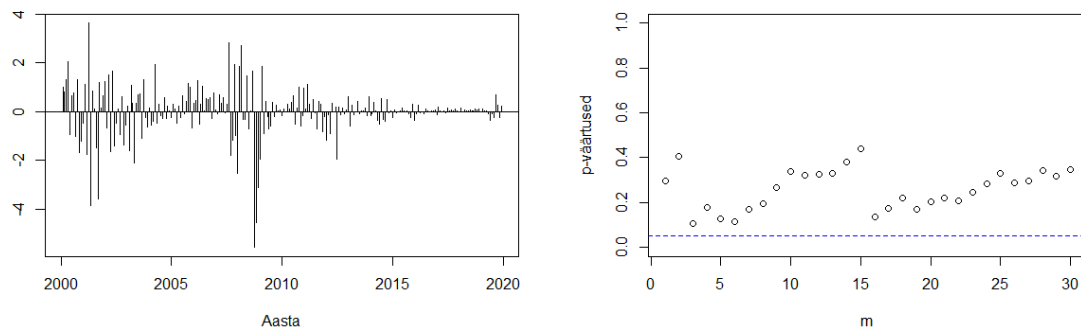
4.1.2 Mudelite leidmine

Kõik ARIMAX tüüpi mudelid sobitatakse eelvalgendamise meetodil, mis on kirjeldatud alapeatükis 2.2. Esmalt leitakse regressorridadele, euribori ja eusa muutudele sobiv ARMA mudel. Euribori autokorrelatsioon- ja osaaautokorrelatsioonikordajate järgi paistavad jooniselt 4.2 autokorrelatsioonid 1 kuni 4 ja osaaautokorrelatsioon 1 piiridest väljas. Sobivaid mudeleid otsitakse AR(1) ja ARMA(1,1) mudelite hulgast. Mõlemad mudelid sobivad Ljung-Box testi olulisuse tõenäosuste järgi, mis on suuremad väärtusest 0,05. AIC ehk Akaike informatsiooni kriteeriumi väärtused on AR(1) mudelil -316,18 ja ARMA(1,1) mudelil -317,62. Kuna erinevus on kahest ühikust väiksem, siis valitakse sobivaks mudeliks lihtsam ehk AR(1).



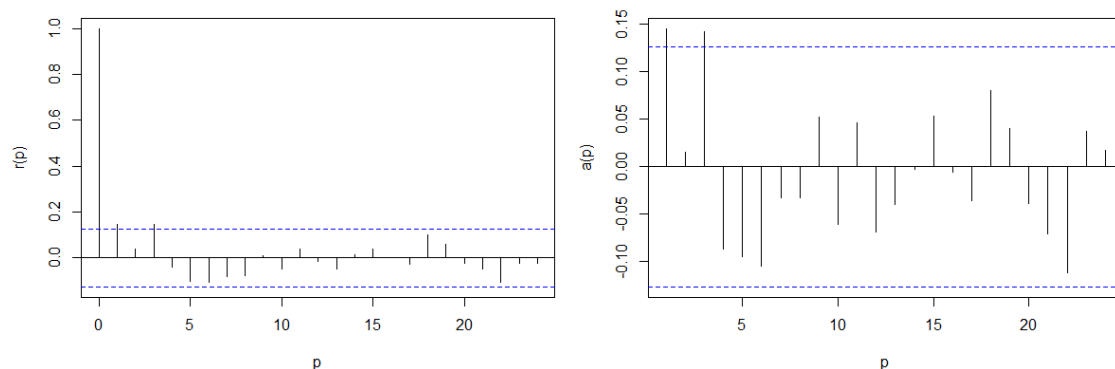
Joonis 4.2. Euribori muutude autokorrelatsioonikordajad (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonikordajad (paremal)

Joonisel 4.3 on näha valitud AR(1) mudeli standardiseeritud jäägid ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused erinevate autokorrelatsiooni komplektide $r_1, \dots, r_m$ korral. Mudeli jäägid tunduvad olevat sõltumatud väärtustega piirkonnast $(-4, 4)$, kus uuritava perioodi esimeses osas on jäägid suuremad ja teises pooles väiksemad. Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused on kõik suuremad väärtusest 0.05, seega saab jääda nullhüpoteesi juurde, et mudeli jäägid on sõltumatud. Mudel AR(1) euribori muutudele on sobilik.



Joonis 4.3. AR(1) mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)

Eusa muutudele sobitatakse samuti ARMA mudel. Jooniselt 4.4 võib nullist erinevaks lugeda esimese ja kolmanda auto- ja osaautokorrelatsiooni. AIC väärtuse järgi osutub kõige paremaks mudeliks MA(3), mille AIC on madalaim, -140,56. Lisaks proovitakse mudeleid AR(1), AR(2), AR(3) ja MA(1), MA(2), kuid kõigi AIC väärtused on rohkem kui kahe ühiku võrra suuremad.



Joonis 4.4. Eusa muutude autokorrelatsioonikordajad (vasakul) ja osaautokorrelatsioonikordajad (paremal)

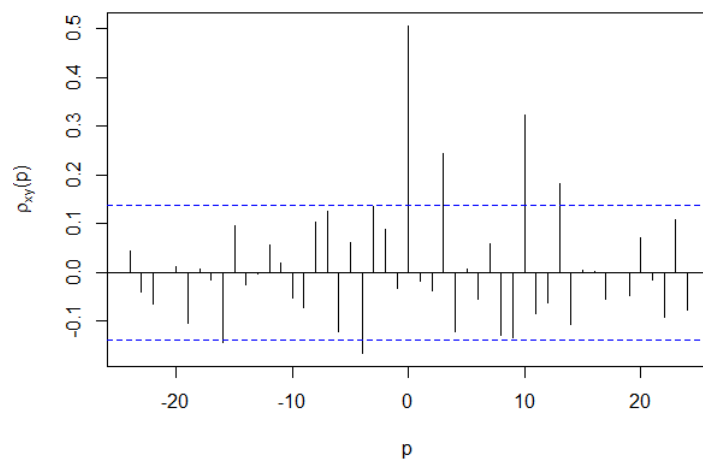
Lisas 1 joonisel L1.1 on toodud eusa muutude mudeli MA(3) standardiseeritud jääkide ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused. Joonistelt paistab, et mudeli jäägid on sõltumatus, mida kinnitavad Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused, mis on suuremad väärtusest 0.05. Kuna mudeli jäägid on sõltumatus, siis on mudel MA(3) eusa muutudele sobilik.

Edasi jätkatakse eelvalgendamise protsessi ning kõikidele hoiuse intressidele sobitatakse ARIMAX tüüpi mudel. Turumäärade muutudele leitud ARMA mudelit rakendatakse

hoiuse intresside aegridadel. Saadud turumäärade ja hoiuse intresside ARIMA mudelite jääkide ristkorrelatsioone uurides valitakse sobivad turumäärade eelnevad väärtused, mida kasutatakse lineaarse mudeli loomisel. Viimase sammuna sobitatakse lineaarse mudeli jääkidele ARIMA tüüpi mudel jääkide auto- ja osaaautokorrelatsioonide põhjal.

Eesti mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intress ja euribor

Eesti mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intressi muutudele rakendatakse AR(1) mudelit ning uuritakse ristkorrelatsioone euribori muutude mudeliga. Jooniselt 4.5 on näha, et suurimad ristkorrelatsioonid vastavad samale hetkele ja nihetele 3 ning 10. Kuna töö eesmärk on teada saada, kuidas sõltuvad hoiuse intressid turumääradest, et saadud tulemust kasutada intressiriski hindamise stsenaariumanalüüsis, siis mudelisse kaasatakse turumäära väärtused ka samal aja hetkel.



Joonis 4.5. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Tulemuseks on lineaarne mudel kujul

$$\tilde{Z}_t = 0,5337 \cdot \tilde{X}_t + 0,0651 \cdot \tilde{X}_{t-3} + 0,1244 \tilde{X}_{t-10},$$

kus Z_t ja X_t tähistavad vastavalt hoiuse intressimäära ja euribori ajahetkel t , $\tilde{Z}_t = Z_t - Z_{t-1}$ ja $\tilde{X}_t = X_t - X_{t-1}$.

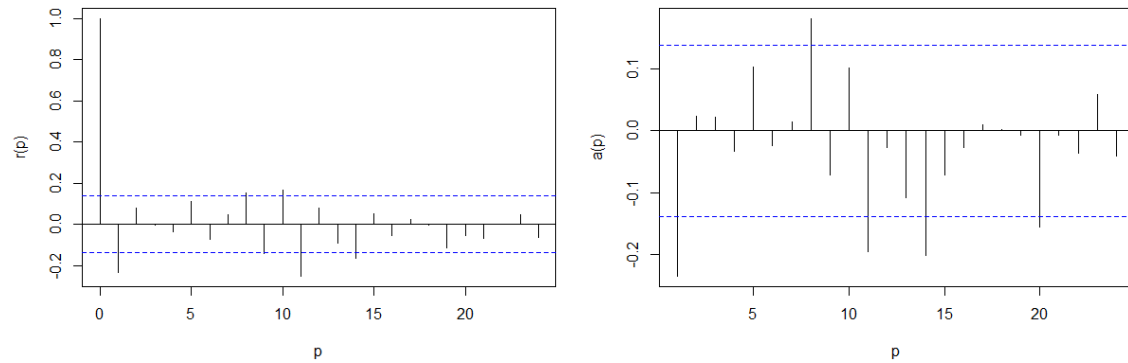
Edasi vaadatakse saadud lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaaautokorrelatsioone. Jooniselt 4.6 ilmneb, et mitmed kõrgemat järku korrelatsioonid on piiridest väljas. AIC järgi osutub mudeli jääkidele parimaks mudeliks MA(8):

$$\tilde{Z}_t = 0,5621 \cdot \tilde{X}_t + 0,0858 \cdot \tilde{X}_{t-3} + 0,1011 \cdot \tilde{X}_{t-10} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

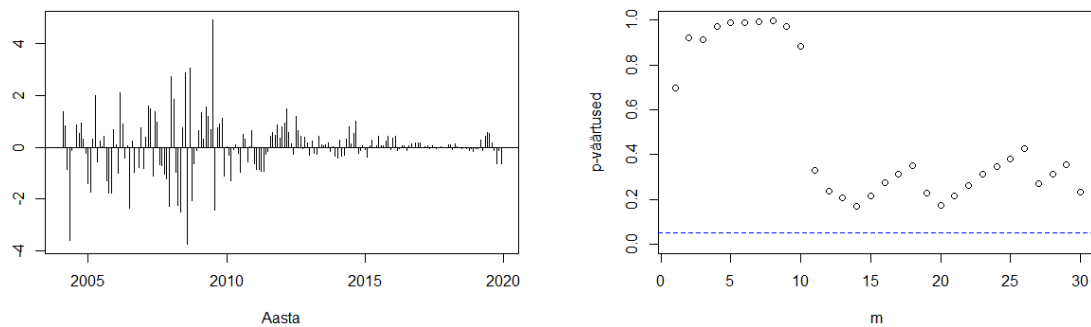
kus ε_t on MA(8) protsess kujul

$$\begin{aligned} \varepsilon_t = & A_t - 0.2426 \cdot A_{t-1} + 0.0474 \cdot A_{t-2} + 0.0201 \cdot A_{t-3} + 0.0124 \cdot A_{t-4} \\ & + 0.1475 \cdot A_{t-5} + 0.0466 \cdot A_{t-6} + 0.0780 \cdot A_{t-7} + 0.1699 \cdot A_{t-8}. \end{aligned} \quad (4)$$

Saadud ARIMAX mudeli jäägid tunduvad sõltumatud ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused suuremad olulisuse nivoost 0,05 (joonis 4.7).



Joonis 4.6. Lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osautokorrelatsioonid (paremal)



Joonis 4.7. ARIMAX mudeli (3) - (4) standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)

Kirjeldatud protsessi ARIMAX tüüpi mudeli moodustamiseks Eesti mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intressile kasutatakse kõikide hoiuse intresside ja turumäärade kombinatsiooniga ARIMAX tüüpi mudelite leidmiseks. Detailselt protsesse ei kirjeldata, kuid vajalikud joonised otsuste langetamiseks ja mudeli sobivuse kontrollimiseks on toodud Lisas 1.

Eesti mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intress ja eusa

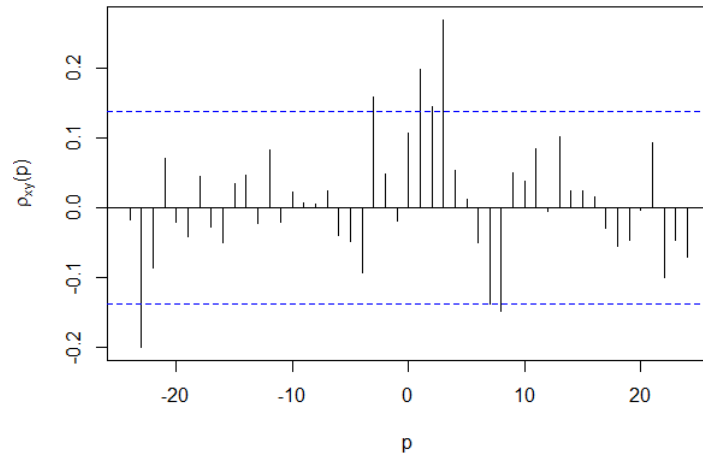
Eesti mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intressi muutudele rakendatakse MA(3) mudelit ning uuritakse ristkorrelatsioone eusa muutude mudeliga. Jooniselt 4.8 on näha, et suurimad ristkorrelatsioonid vastavad nihetele 1, 2 ja 3. Saadud lineaarse mudeli jääkide auto- ja osakorrelatsioonide põhjal jõutakse mudelini kujul (Lisa 1 joonised L1.2,L1.3):

$$\tilde{Z}_t = 0,1582 \cdot \tilde{X}_{t-1} + 0,0859 \cdot \tilde{X}_{t-2} + 0,1843 \cdot \tilde{X}_{t-3} + \varepsilon_t$$

kus Z_t ja X_t tähistavad vastavalt hoiuse intressimäära ja eusa määra ajahetkel t , $\tilde{Z}_t = Z_t - Z_{t-1}$, $\tilde{X}_t = X_t - X_{t-1}$ ja ε_t on AR(3) protsess kujul

$$\varepsilon_t = -0,0638 \cdot W_{t-1} + 0,1715 \cdot W_{t-2} + 0,1789 \cdot W_{t-3} + A_t, \quad (5)$$

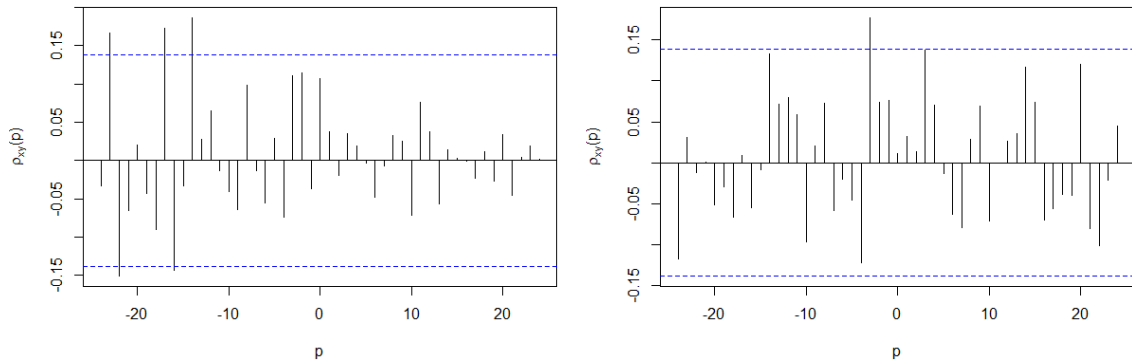
kus $W_t = \tilde{Z}_t - 0,1582 \cdot \tilde{X}_{t-1} + 0,0859 \cdot \tilde{X}_{t-2} + 0,1843 \cdot \tilde{X}_{t-3}$.



Joonis 4.8. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Eesti kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intress

Eesti kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intressi muutude mudelite ja euribori muutude AR(1) ning eusa muutude MA(3) mudelite jääkide vahel ei ilmnenud suurte väärtustega ristkorrelatsioone, mille järgi turumäärade muutudega ARIMAX mudeleid moodustada (joonis 4.9).



Joonis 4.9. Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi muutude ja euribori (vasakul) või eusa (paremal) muutude mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

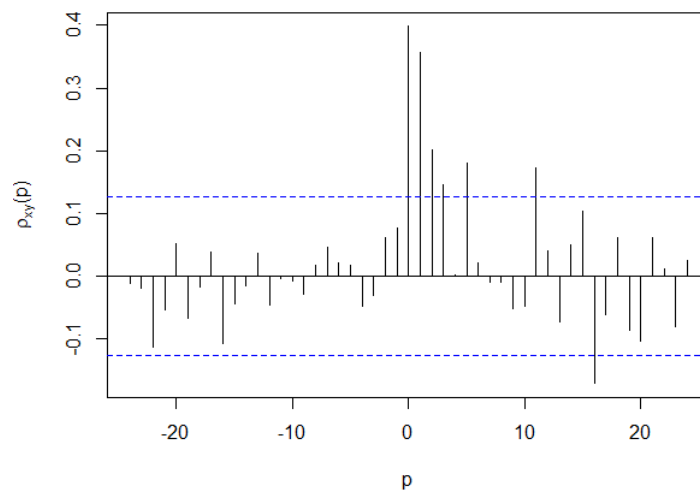
Seega ei leidu sobilikku ARIMAX mudelit Eesti kodumajapidamistele pakutava nõudmiseni hoiuse intresside muutudele, kus regressorreaks on euribori või eusa muudud.

Euroala mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intress

Euroala mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intressi muutude ja euribori muutude AR(1) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad samale hetkele ja nihetele 1, 2, 3, 5 ning 11 (joonis 4.10). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaauto-korrelatsioonide graafikul on paljud kõrget järku kordajad piiridest väljas. Sobilikuks mudeliks jääkidele osutub MA(7) ning lõplik mudel on kujul (Lisa 1 joonised L1.4,L1.5):

$$\begin{aligned}\tilde{Z}_t = & 0.1274 \cdot \tilde{X}_t + 0.1240 \cdot \tilde{X}_{t-1} + 0.0535 \cdot \tilde{X}_{t-2} + 0.0290 \cdot \tilde{X}_{t-3} \\ & + 0.0515 \cdot \tilde{X}_{t-5} + 0.0286 \cdot \tilde{X}_{t-11} + \varepsilon_t,\end{aligned}\quad (6)$$

kus Z_t ja X_t tähistavad vastavalt hoiuse intressimäära ja euribori ajahetkel t , $\tilde{Z}_t = Z_t - Z_{t-1}$, $\tilde{X}_t = X_t - X_{t-1}$ ja ε_t on MA(7) protsess.

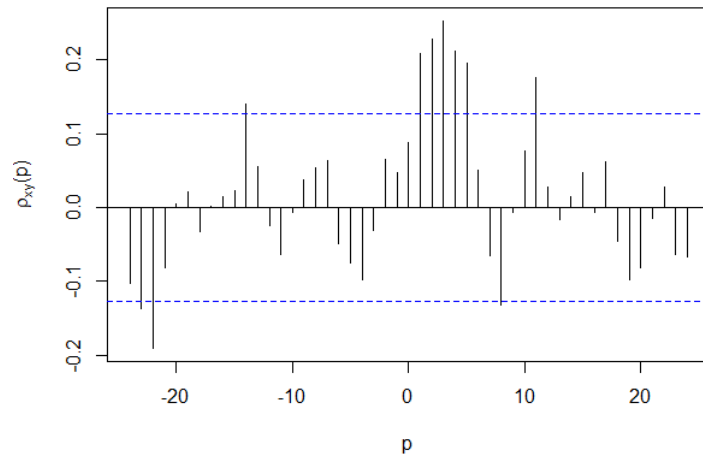


Joonis 4.10. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Euroala mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intressi muutude ja eusa muutude MA(3) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad nihetele 1, 2, 3, 4, 5 ja 11 (joonis 4.11). Lineaarse mudeli korrelogrammidelt paistab, et mudeli jääkidele sobib MA(3) mudel (Lisa 1 joonised L1.6,L1.7). Sobilik ARIMAX mudel on kujul

$$\begin{aligned}\tilde{Z}_t = & 0,0462 \cdot \tilde{X}_{t-1} + 0,0548 \cdot \tilde{X}_{t-2} + 0,0594 \cdot \tilde{X}_{t-3} + 0,0491 \cdot \tilde{X}_{t-4} + 0,0442 \cdot \tilde{X}_{t-5} \\ & + 0,0406 \cdot \tilde{X}_{t-11} + \varepsilon_t,\end{aligned}$$

kus Z_t ja X_t tähistavad vastavalt hoiuse intressimäära ja eusa määr ajahetkel t , $\tilde{Z}_t = Z_t - Z_{t-1}$, $\tilde{X}_t = X_t - X_{t-1}$ ja ε_t on MA(3) protsess.



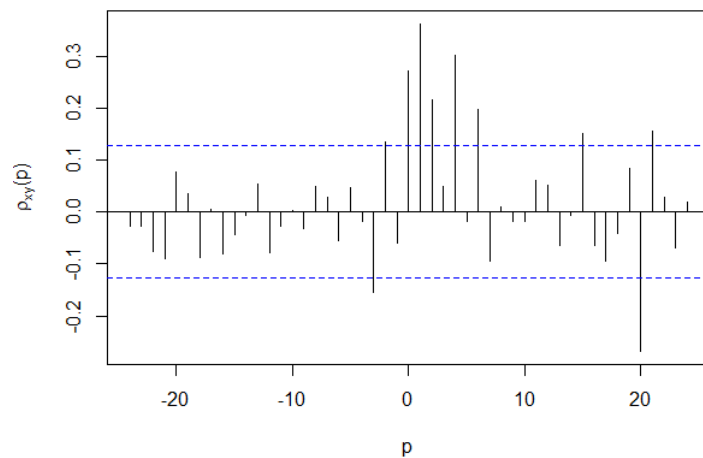
Joonis 4.11. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Euroala kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intress

Euroala kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intressi muutude ja euribori muutude AR(1) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad samale hetkele ja nihetele 1, 2, 4 ning 6 (joonis 4.12). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaautokorrelatsioonide graafikult eristuvad nullist nii autokorrelatsioon kui ka osaautokorrelatsioon järku 2. Lineaarse mudeli jääkidele sobitatud AR(2) protsessi AIC väärtus on -1286,02 ja MA(2) protsessi AIC väärtus on -1285,41. Kuna mudelid AIC väärtuselt oluliselt ei erine, siis valitakse AR(2) (Lisa 1 joonised L1.8, L1.9). Sobilik ARIMAX mudel on kujul:

$$\tilde{Z}_t = 0,0467 \cdot \tilde{X}_t + 0,0635 \cdot \tilde{X}_{t-1} + 0,0445 \cdot \tilde{X}_{t-2} + 0,0461 \cdot \tilde{X}_{t-4} + 0,0263 \cdot \tilde{X}_{t-6} + \varepsilon_t,$$

kus Z_t ja X_t tähistavad vastavalt hoiuse intressimäära ja euribori määra ajahetkel t , $\tilde{Z}_t = Z_t - Z_{t-1}$, $\tilde{X}_t = X_t - X_{t-1}$ ja ε_t on AR(2) protsess.

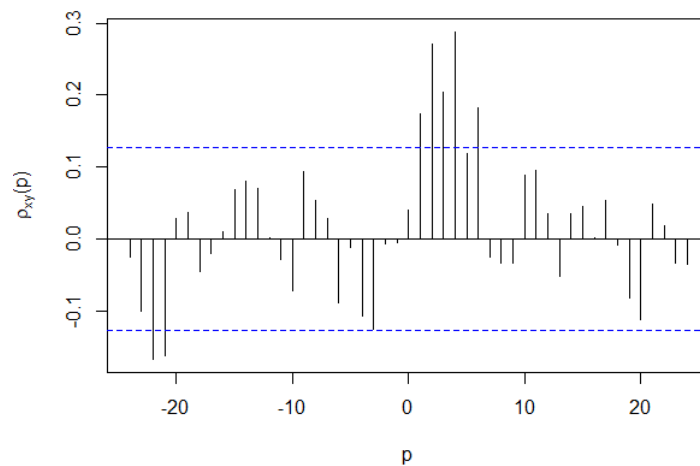


Joonis 4.12. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Euroala kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intressi muutude ja eusa muutude MA(3) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad nihetele 1, 2, 3, 4 ja 6 (joonis 4.13). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaautokorrelatsioonide graafiku järgi sobivad jääkidele MA(4), AR(2) või ARMA(1,1) mudelid. Sobilikuks osutusid AR(3) (AIC = -1153, 11), ARMA(1,1) (AIC = -1152, 7) ja MA(4) (AIC = -1153, 12). Kuna mudelid AIC väärtuselt oluliselt ei erine, siis valitakse AR(3) (Lisa 1 joonised L1.10, L1.11). Sobilik ARIMAX mudel on kujul:

$$\tilde{Z}_t = 0,232 \cdot \tilde{X}_{t-1} + 0,0364 \cdot \tilde{X}_{t-2} + 0,0284 \cdot \tilde{X}_{t-3} + 0,0358 \cdot \tilde{X}_{t-4} + 0,0215 \cdot \tilde{X}_{t-6} + \varepsilon_t,$$

kus Z_t ja X_t tähistavad vastavalt hoiuse intressimäära ja eusa määra ajahetkel t , $\tilde{Z}_t = Z_t - Z_{t-1}$, $\tilde{X}_t = X_t - X_{t-1}$ ja ε_t on AR(3) protsess.



Joonis 4.13. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

4.2 ARIMAX tüüpi mudelid logaritmitud aegridadele

Euribori ja hoiuse intresside aegridade puhul on märgata, et aegrea muudud omavad aastatel 2000 kuni 2010 suuremaid kõikumisi ja alates 2010. aastast on muutude varieeruvus väiksem (Lisas 2 joonised 4.1, L2.1, L2.2). Näivald kahe erineva perioodi ilmnemise tõttu transformeeritakse aegread, et eemaldada suured erandlikud väärtused aegridadest.

Esmalt vaadeldakse aegridade transformeerimist naturaallogaritmide abil. Hoiuse intressid ja turumäärade väärtused võivad olla negatiivseid. Seetõttu tuleb aegread enne logaritmi võtmist nihutada. Nihke suuruseks valitakse töös 0,6, kuna vähim negatiivne väärtus leidub euribori aegreas, -0,546. Kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intressidel nihkeparameetrit ei kasutata, kuna aegread ei oma negatiivseid väärtuseid.

Eesti ja euroala mittefinantsettevõtete hoiuste intressid, euribori ning eusa turumäärad transformeeritakse järgmiselt:

$$W_t = \ln(0.6 + Z_t),$$

Eesti ja euroala kodumajapidamiste hoiuste intressid transformeeritakse järgmiselt:

$$W_t = \ln(Z_t),$$

kus Z_t tähistab esialgse aegrea väärtust ajamomendil t .

Kodumajapidamistele pakutava hoiuse intressi puhul eeldatakse, et pankadel ei ole põhjust ega soovi hoiuse intressi kodumajapidamiste alla kuuluvatele klientidele (ehk füüsilised isikud ja mittetulundusühingud) negatiivseks määrata. Antud tüüpi klientide hoiused on panga jaoks likviidsemad ja olulisemad ning nende negatiivselt hinnastamine võib kaasa tuua klientide pahameele ja panga maine kahju (BCBS, 2013).

Transformeeritud turumäärad ja hoiuse intressid ei ole statsionaarsed, kuid nende esimest järku diferentsid on (Lisa 3 tabel L3.1).

Eelvalgendamise protsessi esimene samm on regressorriidadele ARMA tüüpi mudeli sobitamine. Logaritmitud euribori muutudele sobib AR(1) tüüpi mudel ja logaritmitud eusa muutudele sobib MA(4) tüüpi mudel.

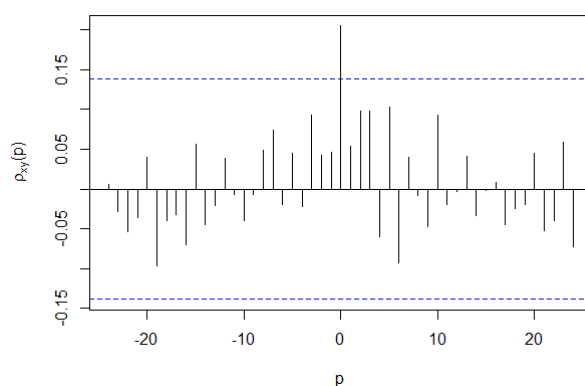
Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intress ja euribor

Logaritmitud Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi muutude ja logaritmitud euribori muutude AR(1) mudelite jääkide ainus suur ristkorrelatsioon vastab samale ajahetkele (joonis 4.14). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osautokorrelatsioonide graafiku järgi proovitakse MA(2) ja AR(2) tüüpi mudeleid (Lisa 1 joonised L1.12, L1.13). Sobilikuks osutus MA(2) tüüpi protsess lineaarse mudeli jääkidele. Lõplik ARIMAX mudel on kujul:

$$\tilde{W}_t = 0,3425 \cdot \tilde{Y}_t + \varepsilon_t,$$

kus $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on logaritmitud hoiuse intressi muut ja $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on logaritmitud euribori muut, ε_t on mudeli jääkide MA(2) protsess:

$$\varepsilon_t = A_t - 0,1167 \cdot A_{t-1} + 0,2331 \cdot A_{t-2}.$$



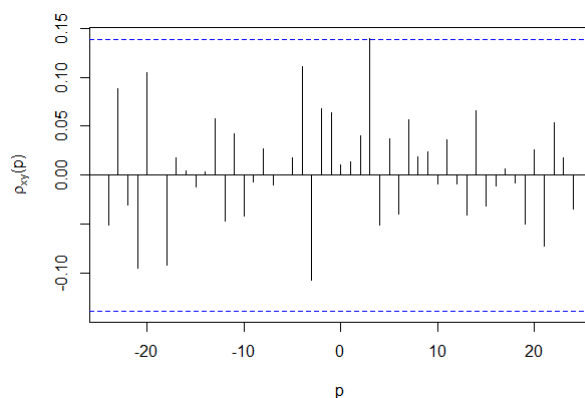
Joonis 4.14. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Eesti kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intress ja euribor

Logaritmitud Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi muutude ja logaritmitud euribori muutude AR(1) mudelite jääkide ühele ristkorrelatsioonile, mis loetakse piiridest väljas olevaks, vastab nihkele 3 (joonise 4.15). Kuna lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaaudokorrelatsioonide graafikul ei leidu suuri korrelatsioone, siis on lõplik mudel kujul (Lisa 1 joonised L1.14, L1.15):

$$\tilde{W}_t = 0,5742\tilde{Y}_t, \quad (7)$$

kus $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on logaritmitud hoiuse intressi muut ja $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on logaritmitud euribori muut.



Joonis 4.15. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

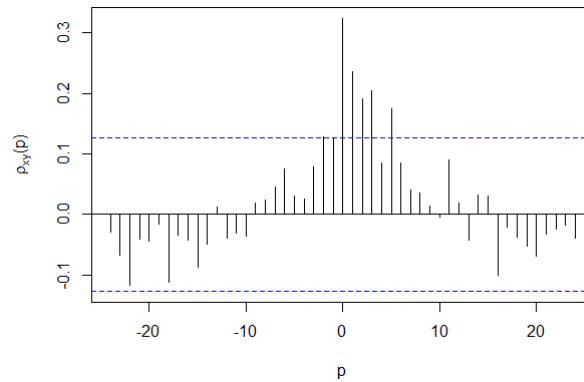
Euroala mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intress ja euribor

Logaritmitud euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi muutude ja logaritmitud euribori muutude AR(1) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad samale ajahetkele ja nihetele 1,2,3 ning 5 (joonis 4.16). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaaudokorrelatsioonide graafiku järgi võiks sobida mudelid MA(3) (AIC=-1226,96)

või AR(4) (AIC=-1223,43). Sobilikuks osutub MA(3) ning lõplik ARIMAX mudel on kujul (Lisa 1 joonised L1.16, L1.17):

$$\tilde{W}_t = 0,1272 \cdot \tilde{Y}_t + 0,0886 \cdot \tilde{Y}_{t-1} + 0,0752 \cdot \tilde{Y}_{t-2} + 0,0618 \cdot \tilde{Y}_{t-3} + 0,1150 \cdot \tilde{Y}_{t-5} + \varepsilon_t,$$

kus $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on logaritmitud hoiuse intressi muut ja $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on logaritmitud euribori muut, ε_t on mudeli jääkide MA(3) protsess.



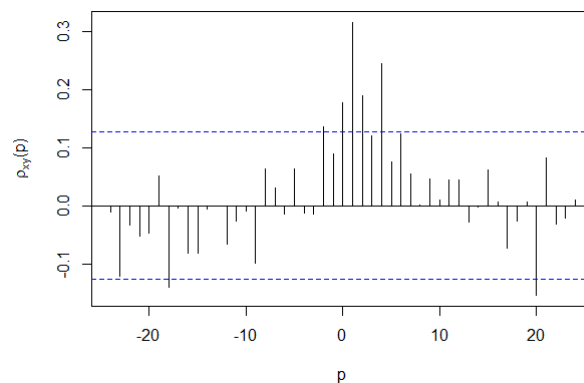
Joonis 4.16. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Euroala kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intress ja euribor

Logaritmitud euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi muutude ja logaritmitud euribori muutude AR(1) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad samale ajahetkele ja nihetele 1,2 ning 4 (joonis 4.17). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osautokorrelatsioonide graafiku järgi proovitakse mudeleid MA(4) või AR(1). Sobilikuks osutub AR(1) (Lisa 1 joonised L1.18, L1.19):

$$\tilde{W}_t = 0,0666 \cdot \tilde{Y}_t + 0,0937 \cdot \tilde{Y}_{t-1} + 0,0615 \cdot \tilde{Y}_{t-2} + 0,1040 \cdot \tilde{Y}_{t-4} + \varepsilon_t,$$

kus $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on logaritmitud hoiuse intressi muut ja $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on logaritmitud euribori muut, ε_t on mudeli jääkide AR(1) protsess.



Joonis 4.17. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Hoiuse intressid ja eusa

Logaritmitud hoiuse intressi muutude MA(4) mudelite jääkide ja logaritmitud eusa muutude MA(4) mudeli jääkide vahel ei ilmnenud suurte väärtustega ristkorrelatsioone, mille järgi turumääradega lineaarseid mudeleid moodustada (Lisa 1 joonised L1.20, L1.21). Seega sobilikke ARIMAX mudeleid logaritmitud eusa muutudega moodustada ei õnnestunud. Töö autor arvab, et kui põhjalikumalt nihkeparameetrit valida, siis võib jõuda sobiva mudelini, kuid käesoleva töö jooksul sellele ei keskenduta.

4.3 ARIMAX tüüpi mudelid asinh-transformeeritud aegridadele

Naturaallogaritmi kasutatakse tihti erinevate majandusandmete tranformeerimiseks, kuid logaritmid ei saa mittepositiivseid väärtuseid. Seega naturaallogaritmi kasutamiseks tuleb valida sobiv nihe. Üheks alternatiiviks on kasutada hüperpoolse siinuse pöördfunktsiooni ehk asinh-transformatsiooni.

Asinh-transformatsiooni kasutamisel on oluline roll skaalal, kus transformeeritavad väärtused asuvad. Asinh-funktsioon käitub nullpunkti ümber lineaarselt ja suuremate väärtuste korral sarnaneb logaritmifunktsioonile.

Hoiuse intressid ja turumäärad transformeeritakse järgnevalt:

$$W_t = \operatorname{asinh}(\theta \cdot Z_t),$$

kus θ on valitud skaalaparameeter ja Z_t on esialgne aegrea väärtus ajahetkel t . Hoiuse intresside puhul on skaalaparameeter = 10 ja turumäärade skaalaparameeter on = 0, 1. Töös ei keskendutud põhjalikumalt skaalaparameetri valikule ning skaalaparameetrid on valitud parima võimaliku transformatsiooni saavutamiseks.

Transformeeritud turumäärad ja hoiuse intressid ei ole statsionaarsed, kuid nende esimest järku diferentsid on (Lisa 3 tabel L3.2). Edasi moodustatakse transformeeritud aegridade muutudele ARIMAX mudelid, kus eelvalgendamise protsessi esimese samuna moodustati transformeeritud euribori muutudele AR(1) ja transformeeritud eusa muutudele MA(3) mudel.

Eesti mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intress

Asinh-teisendusega Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi muutude ja asinh-teisendusega euribori muutude AR(1) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad samale ajahetkele ja nihetele 3, 5 ning 10 (joonis 4.18). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaaautokorrelatsioonide graafiku järgi sobitatakse mudeleid MA(2) ja AR(1), kus

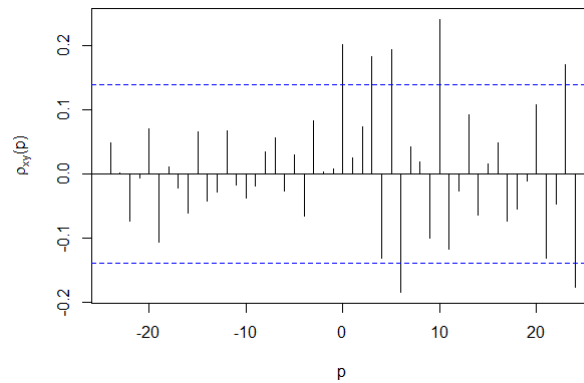
sobilikuks osutub lõpuks MA(1) (Lisa 1 joonised L1.22,L1.23):

$$\tilde{W}_t = 3,8071 \cdot \tilde{Y}_t + 2,0660 \cdot \tilde{Y}_{t-3} + 0,5948 \cdot \tilde{Y}_{t-10} + \varepsilon_t,$$

kus ε_t on AR(1) protsess kujul

$$\varepsilon_t = -0,5830 \cdot V_{t-1} + A_t, \text{ kus } V_t = \tilde{W}_t - 3,8071 \cdot \tilde{Y}_t - 2,0660 \cdot \tilde{Y}_{t-3} - 0,5948 \cdot \tilde{Y}_{t-10}$$

ja kus $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on asinh-teisendusega hoiuse intressi muut, $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on asinh-teisendusega euribori muut.

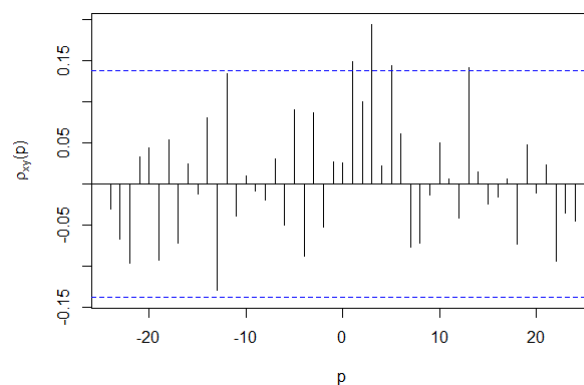


Joonis 4.18. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Asinh-teisendusega Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi muutude ja asinh-teisendusega eusa muutude MA(3) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad nihetele 1, 3 ja 5 (joonis 4.19). Saadud lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaautokorrelatsioonide graafiku järgi proovitakse mudeleid MA(2) või AR(1). Sobilikuks osutub AR(1). Saadakse ARIMAX mudel kujul (Lisa 1 joonised L1.24,L1.25):

$$\tilde{W}_t = 1,9408 \cdot \tilde{Y}_{t-1} + 2,3290 \tilde{Y}_{t-3} + 1,6392 \cdot \tilde{Y}_{t-5} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

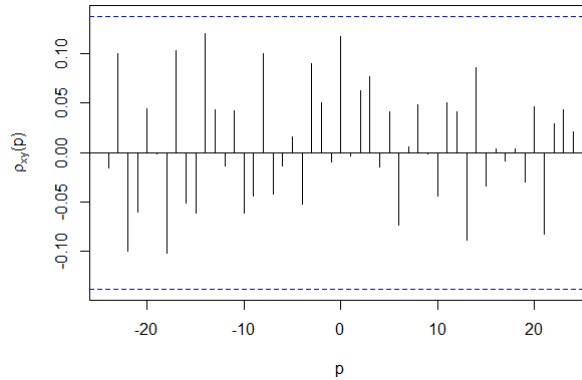
kus ε_t on AR(1) protsess ning $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on asinh-teisendusega hoiuse intressi muut, $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on asinh-teisendusega eusa muut.



Joonis 4.19. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Eesti kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intress

Asinh-teisendusega Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi muutude ja asinh-teisendusega euribori muutude mudelite jääkidel ei ilmnenu suurte väärtustega ristkorrelatsioone, mille põhjal lineaarset mudelit moodustada (joonis 4.20). Seega sobilikku ARI-MAX mudelit ei saa moodustada.

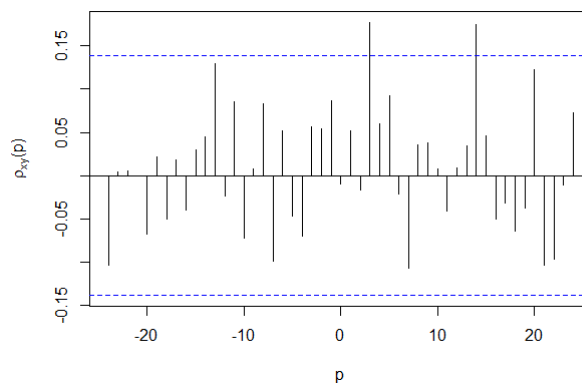


Joonis 4.20. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Asinh-teisendusega Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi muutude ja asinh-teisendusega eusa muutude MA(3) mudelite jääkide suurim ristkorrelatsioon vastab nihkele 3 (joonis 4.21). Saadud lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaautokorrelatsioonide graafiku järgi proovitakse mudeleid MA(1) (AIC=-253,83) või AR(1) (AIC=-253,76), kus sobilikud on mõlemad ja valitakse AR(1). Lõplik ARIMAX mudel on kujul (Lisa 1 joonised L1.26, L1.27):

$$\tilde{W}_t = 1,6220\tilde{Y}_{t-3} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

kus ε_t on AR(1) protsess ning $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on asinh-teisendusega hoiuse intressi muut, $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on asinh-teisendusega eusa muut.



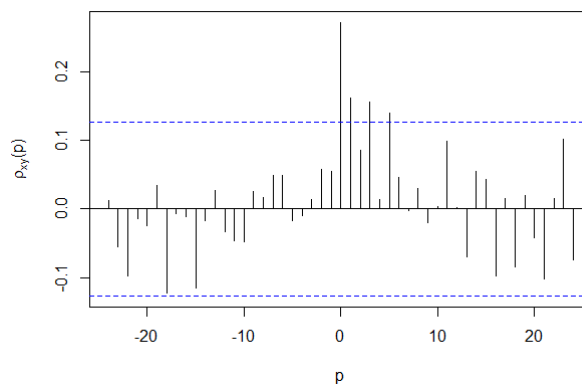
Joonis 4.21. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Euroala mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intress

Asinh-teisendusega euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi muutude ja asinh-teisendusega euribori muutude AR(1) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad samale ajahetkele ja nihetele 1, 3 ning 5 (joonis 4.22). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osautokorrelatsioonide graafiku põhjal sobitatakse mudeleid MA(3) või AR(3). Sobilikuks osutub AR(3) ning lõplik ARIMAX mudel on kujul (Lisa 1 joonised L1.28,L1.29):

$$\tilde{W}_t = 0,2698 \cdot \tilde{Y}_t + 0,1703 \cdot \tilde{Y}_{t-1} + 0,1521 \cdot \tilde{Y}_{t-3} + 0,1457 \cdot \tilde{Y}_{t-5} + \varepsilon_t,$$

kus ε_t on AR(3) protsess ning $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on asinh-teisendusega hoiuse intressi muut, $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on asinh-teisendusega euribori muut.

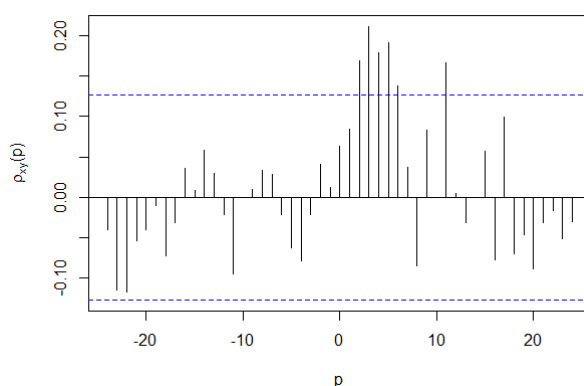


Joonis 4.22. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Asinh-teisendusega euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi muutude ja asinh-teisendusega eusa muutude MA(3) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad nihetele 2,3,4,5,6 ning 11(joonis 4.23). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osautokorrelatsioonide graafiku järgi proovitakse mudeleid MA(7) või AR(3). Sobilikuks osutub AR(3) ja eusa muutude eelmistest väärtustest ei ole olulised 6. ja 11. Lõplik ARIMAX mudel on kujul (Lisa 1 joonised L1.30,L1.31):

$$\tilde{W}_t = 0,3636 \cdot \tilde{Y}_{t-2} + 0,3824 \cdot \tilde{Y}_{t-3} + 0,34 \cdot \tilde{Y}_{t-4} + 0,3952 \cdot \tilde{Y}_{t-5} + \varepsilon_t,$$

kus ε_t on AR(3) protsess ning $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on asinh-teisendusega hoiuse intressi muut, $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on asinh-teisendusega eusa muut.



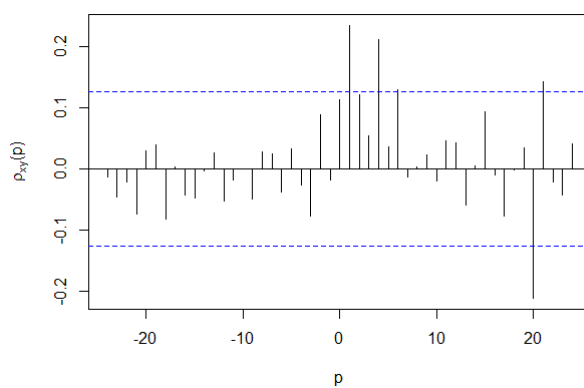
Joonis 4.23. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Euroala kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intress

Asinh-teisendusega euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi muutude ja asinh-teisendusega euribori muutude AR(1) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad nihetele 1, 4 ja 6 (joonis 4.24). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaautokorrelatsioonide graafiku järgi tuleb kaasata kõrget järku väärtuseid ARMA mudeli leidmiseks. Lõplik mudel on kujul (Lisa 1 joonised L1.32,L1.33):

$$\tilde{W}_t = 1,27 \cdot \tilde{Y}_{t-1} + 0,8050 \cdot \tilde{Y}_{t-4} + 0,3794 \cdot \tilde{Y}_{t-6} + \varepsilon_t,$$

kus ε_t on AR(9) protsess ning $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on asinh-teisendusega hoiuse intressi muut, $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on asinh-teisendusega euribori muut.



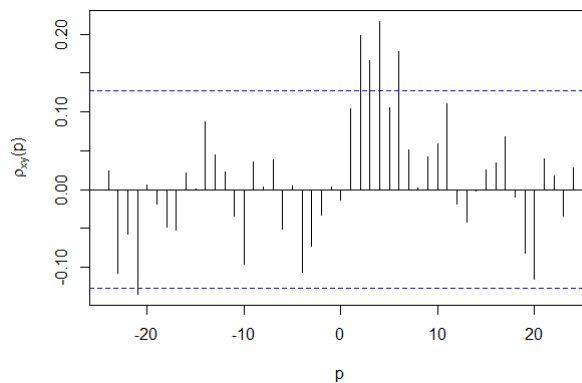
Joonis 4.24. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

Asinh-teisendusega euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi muutude ja asinh-teisendusega eusa muutude MA(3) mudelite jääkide suurimad ristkorrelatsioonid vastavad nihetele 2, 3, 4 ja 6 (joonis 4.25). Lineaarse mudeli jääkide auto- ja osaautokorrelatsioonide graafiku järgi tuleb kaasata kõrget järku ARMA liikmeid sobiva mudeli leidmiseks.

Lõplik mudel on kujul (Lisa 1 joonised L1.34,L1.35):

$$\tilde{W}_t = 0,4293 \cdot \tilde{Y}_{t-2} + 0,2501\tilde{Y}_{t-3} + 0,4544 \cdot \tilde{Y}_{t-4} + 0,3426 \cdot \tilde{Y}_{t-6} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

kus ε_t on AR(3) protsess ning $\tilde{W}_t = W_t - W_{t-1}$ on asinh-teisendusega hoiuse intressi muut, $\tilde{Y}_t = Y_t - Y_{t-1}$ on asinh-teisendusega eusa muut.



Joonis 4.25. Mudelite jääkide ristkorrelatsioonid

4.4 Kointegratsioon

Töö on motiveeritud krediidasutuse vajadusest hoiuse intressiriski hinnata turumäärade abil. Üheks võimaluseks hoiuse intressi ja turumäära vahelise seose uurimiseks on vaadata kointegratsiooni. Kui kahe aegrea vahel leidub kointegratsioon, siis on võimalik leitud seose abil hinnata erinevaid stressi- ja šokistsenaariumeid ning seeläbi hinnata intressiriski pangas. Definitsioon 2.13 järgi võib kointegratsioon leiduda kahe mittestatsionaarse aegrea vahel. Varasemast on teada, et hoiuse intressid ja turumäärad on mittestatsionaarsed aegread (tabel 2).

Hoiuse intressi ja turumäära vahelise kointegratsiooni leidmise protsess on järgmine:

1. Aegridadele hinnatakse automaatse *varselect* käsu abil R-i paketest *vars* optimaalseim p väärtus, mida kasutatakse vektorautoregressiivse mudeli puhul.
2. Saadud p väärtust kasutatakse Johanseni testi parameetri k väärtusena. Johanseni testi käsuga *ca.jo* kasutatakse R-i paketest *urca*. Johanseni testi tulemusena saadakse nullhüpoteesi kontrollimiseks tõepärasuhte testi teststatistiku väärtus:
 - H_0 : kointegratsiooni seost ei leidu,
 - H_1 : leidub vähemalt üks kointegreeritud seos.
3. Kui vastu võetakse alternatiivne hüpotees, siis Johanseni testi tulemusest saadakse kointegratsiooni vektor ja sellega kointegratsiooni seos.

4. Tekkinud mudeli jääkide statsionaarsust kontrollitakse ühikjuure testi abil.

Eesti mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intress

Tabelis 3 on toodud kõik Johanseni testi teststatistikute väärtused. Selgub, et Eesti mittefinantsettevõtete (EE NF) nõudmiseni hoiuse intressil puudub kointegratsioon euribori ja eusa turumääraga. Kuna saadud teststatistiku väärtused on väiksemad kriitilisest väärtusest, jäädakse nullhüpoteesi juurde.

Eesti kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intress

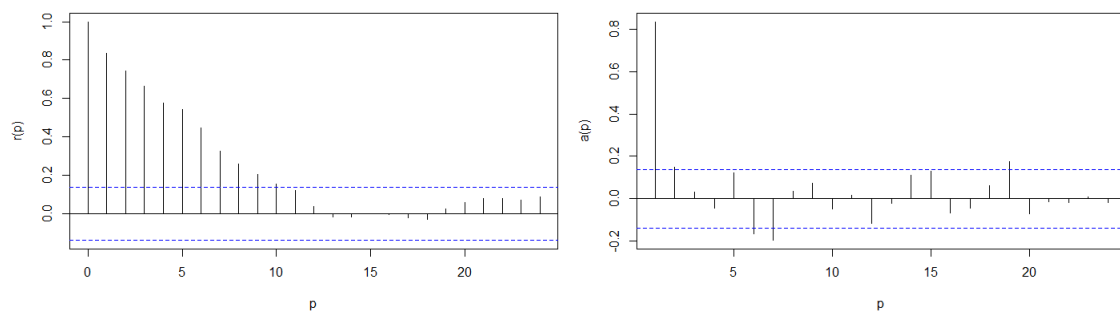
Eesti kodumajapidamiste (EE HH) nõudmiseni hoiuse intressil ja euriboril leidub kointegratsioon. Kuna saadud teststatistiku väärtus on suurem kriitilisest väärtusest, võetakse vastu alternatiivne hüpotees. Kointegratsioon kahe aegrea vahel on

$$Z_t = 0,234 \cdot X_t + 0,024 + \omega_t,$$

kus ω_t on mudeli statsionaarsed jäägid, Z_t ja X_t on vastavalt hoiuse intress ja euribor ajahetkel t . Seejärel sobitatakse lineaarne mudel ning mudeli jääkidele ARIMA tüüpi protsess autokorrelatsioonikordajate ja osaaautokorrelatsioonikordajate graafiku abil (joonis 4.26). Lõplik sobilik mudel ARIMA tüüpi vigadega on kujul (Lisa 1 joonis L1.36):

$$Z_t = 0,2258 \cdot X_t + \varepsilon_t, \quad (11)$$

kus ε_t on AR(7) tüüpi protsess.



Joonis 4.26. Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi (EE HH) ja euribori lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)

Euroala mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intress

Euroala mittefinantsettevõtete (EU NF) nõudmiseni hoiuse intressil leidub kointegratsioon mõlema turumääraga:

$$Z_t = 0,382 \cdot X_t + 0,137 + \omega_{1,t} \quad \text{ja} \quad Z_t = 0,323 \cdot Y_t + 0,0723 + \omega_{2,t},$$

kus Z_t on hoiuse intress, X_t on euribor ja Y_t on eusa määr ajahetkel t ; $\omega_{1,t}$ ja $\omega_{2,t}$ on mudelite statsionaarsed jäägid. Mõlema lineaarse mudeli jääkidele sobitatakse ARIMA tüüpi protsess ning saadakse tulemuseks (Lisa 1 joonised L1.37, L1.38, L1.39):

$$Z_t = 0,1542 \cdot X_t + 0,4775 + \varepsilon_{1,t}, \quad (12)$$

kus $\varepsilon_{1,t}$ on AR(4) tüüpi protsess. Euroala mittefinantsettevõtete nõudmiseni hoiuse intressi ja eusa määr sobivates ARIMAX mudelites ei olnud turumäär statistiliselt oluline. Sobibiva mudelini ei jõutud.

Tabel 3. Johanseni testi teststatistikud ja kointegratsiooni olemasolu, kui testide kriitiline väärtus on 15,67 ($\alpha = 0,05$)

Turumäär	Hoiuse intress	Teststatistiku väärtus	Kointegratsioon
euribor	EE NF	5,24	ei
	EE HH	16,58	jah
	EU NF	16,40	jah
	EU HH	15,88	jah
eusa	EE NF	11,74	ei
	EE HH	9,61	ei
	EU NF	17,35	jah
	EU HH	15,26	jah*

Euroala kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intress

Euroala kodumajapidamiste (EU HH) nõudmiseni hoiuse intressil leidub kointegratsiooni eusa määraga olulisuse nivool 0,1, mille korral teststatistiku väärtus on 13,75:

$$Z_t = 0,239 \cdot X_t + 0,122 + \omega_{1,t} \quad \text{ja} \quad Z_t = 0,235 \cdot Y_t + 0,035 + \omega_{2,t},$$

kus Z_t on hoiuse intress, X_t on euribor ja Y_t on eusa määr ajahetkel t ; $\omega_{1,t}$ ja $\omega_{2,t}$ on mudelite statsionaarsed jäägid. Mõlema lineaarse mudeli jääkidele sobitatakse ARIMA tüüpi protsess ning saadakse tulemuseks (Lisa 1 joonised L1.40, L1.41, L1.42):

$$Z_t = 0,0628 \cdot X_t + 0,4762 + \varepsilon_{1,t} \quad (13)$$

kus $\varepsilon_{1,t}$ on AR(4) tüüpi protsess. Euroala kodumajapidamiste nõudmiseni hoiuse intressi ja eusa määr sobivates ARIMAX mudelites ei olnud turumäär statistiliselt oluline. Sobiva mudelini ei jõutud.

4.5 Tulemuste võrdlemine

Eelmiste alapeatükkide jooksul hinnatud sobilikke mudeleid võrreldakse erinevate kriteeriumite alusel, et jõuda arusaamale, missuguste mudelite tulemus on parim. Mudeleid võrreldakse prognoosivigade ruutkeskmise vea ja keskmise absoluutse vea põhjal³. Lisaks arutletakse lõplike mudelite lihtsuse ning mudelite jääkide ARIMA tüüpi protsessi keerukuse üle parima mudeli valimisel.

Tabel 4. Hoiuse intresside muutude ARIMAX tüüpi mudelite prognoosivigade näitajate väärtused erinevate turumäärade ja transformatsioonide korral

Hoiuse intress	Regressorrida X_t	Transfor- matsioon	RMSE	MSE	MAD
EE NF	euribor		0,030577	0,000935	0,017848
	eusa		0,019199	0,000369	0,011557
	euribor	logaritm	0,045483	0,002069	0,034140
	eusa	logaritm	-	-	-
	euribor	asinh	0,004122	0,000020	0,002928
	eusa	asinh	0,003260	0,000010	0,002185
EE HH	euribor		-	-	-
	eusa		-	-	-
	euribor	logaritm	0,069247	0,004795	0,063745
	eusa	logaritm	-	-	-
	euribor	asinh	-	-	-
	eusa	asinh	0,002296	0,000010	0,001491
EU NF	euribor		0,020252	0,000410	0,012582
	eusa		0,005534	0,000030	0,003659
	euribor	logaritm	0,023144	0,000536	0,018803
	eusa	logaritm	-	-	-
	euribor	asinh	0,003389	0,000001	0,002302
	eusa	asinh	0,002650	0,000001	0,001860
EU HH	euribor		0,006493	0,000040	0,003939
	eusa		0,004276	0,000020	0,002716
	euribor	logaritm	0,008282	0,000070	0,005467
	eusa	logaritm	-	-	-
	euribor	asinh	0,006091	0,000040	0,004251
	eusa	asinh	0,005036	0,000030	0,003435

³Prognoosivigade näitajad on kirjeldatud alapeatükis 2.2

Kõikide mudelite valimisel kasutati intressimäärade ja turumäärade aegridu 2019. aasta detsembrini. Aegridade väärtusi perioodil 2020. aasta jaanuarist kuni 2021. aasta detsembrini kasutati varasemate andmete põhjal sobitatud mudelite ühesammuliseks prognoosimiseks ning prognoosivigade näitajate arvutamiseks. Kõik transformeeritud mudelite prognoosivead on transformeeritud tagasi algsele kujule. ARIMAX tüüpi mudelite prognoosivigade näitajad on toodud tabelis 4. Kui sobiliku mudelini ei jõutud, siis on tabelis näitajate väärtused puudu.

Kõige vähem sobilikke mudeleid moodustati Eesti kodumajapidamistele pakutava nõudmiseni hoiuse intressidele, kus kuuest erinevast ARIMAX tüüpi mudeli kombinatsioonist jõuti kahe sobiliku mudelini. ARIMAX tüüpi mudelite moodustamisega, kus kasutati välise regressorreeana logaritmitud 6-kuulist euribori (euribor) või asinh-teisendusega 6-kuulise euribori 5-aastast intressi *swap*'i määra (eusa), jõuti sobilike mudeliteni. Logaritmitud eusa määraga ei jõutud ühegi hoiuse intressi ARIMAX mudeliga sobiliku mudelini. See võib olla tingitud eusa määrale ebasobivast nihkeparameetri valikust.

Nii ruutkeskmise vea kui ka keskmise absoluutse vea järgi on iga hoiuse intressi jaoks sobitatud mudelitest parim sama ARIMAX tüüpi mudel. Eesti kodumajapidamiste (EE HH) ja mittefinantsettevõtete (EE NF) hoiuse intresside jaoks on parimad ARIMAX tüüpi mudelid hoiuse intresside muutudele, kus hoiuse intressid ja väline regressorrida eusa on asinh-teisendusega. Euroala mittefinantsettevõtete (EU NF) nõudmiseni hoiuse intressidele sobitatud ARIMAX tüüpi mudelitest on parim asinh-teisendusega euribori abil moodustatud mudel. Euroala kodumajapidamiste (EU HH) hoiuse intressidele sobitatud ARIMAX tüüpi mudelitest on parim transformeerimata eusa määra abil moodustatud mudel.

Mudeleid võrreldakse selle järgi, kui palju on mudelisse kaasatud välise regressorree eelnevaid väärtuseid ning missugune on mudeli jääkide ARIMA protsess.

Leitud ARIMAX mudelid sisaldavad turumäärade muutude eelmisi väärtuseid kuni 6 või kuni 11 kuud tagasi. Ainult Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressidele moodustatud mudelitesse osutus kaasatuks ainult üks välise regressorree nihutatud väärtus, mudelid on kirjeldatud valemites (7) ja (9).

Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intresside erinevates ARIMAX mudelites on esindatud regressorridade muutude väärtused samal ajahetkel ja nihetel 1, 2, 3, 5 ning 10. Parimaks mudeliks kirjeldama Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intresside muute on mudel aegridade asinh-teisendusega, kus regressorreaks on eusa määr (mudeli kuju valemis (8)). Mudelis on asinh-teisendatud eusa esimest, kolmandat ja viiendat järku muut ning mudeli jääke kirjeldab AR(1) tüüpi protsess.

Euroala mittefinantsettevõtetele pakutava hoiuse intresside parimaks mudeliks mude-

li liikmete arvu järgi sobivad autori hinnangul kõik modelid peale transformeerimata euriboriga saadud ARIMAX mudeli, mille kuju on valemis (6). Transformeerimata euriboriga saadud mudelis on mudeli jääkide protsess MA(7) tüüpi. Euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi teiste mudelite mudeli jäägid on madalamat järku ARMA protsessid. Euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intresside erinevates ARIMAX mudelites on esindatud regressorriidade muutude väärtused samal ajahetkel ja nihetel 1, 2, 3, 5 ning 11.

Ka euroala kodumajapidamistele pakutava hoiuse intresside parimaks mudeliks mudeli liikmete arvu järgi sobivad enamik mudeleid peale ühe. Asinh-transformeeritud ARIMAX mudel euribori määraga mudelis on mudeli jääkide protsess AR(9), mille kuju on valemis (10). Euroala kodumajapidamiste hoiuse intresside erinevates ARIMAX mudelites on esindatud regressorriidade muutude väärtused samal ajahetkel ja nihetel 1, 2, 3, 4 ning 6.

Tabel 5. Hoiuse intresside ARIMAX tüüpi mudelite prognoosivigade näitajate väärtused erinevate turumäärade korral

Hoiuse intress	Turumäär	RMSE	MSE	MAD
EE NF	euribor	-	-	-
EE HH	euribor	0,025651	0,000658	0,023324
EU NF	euribor	0,012385	0,000153	0,008812
EU HH	euribor	0,006125	0,000038	0,003738

Töös moodustati ARIMAX tüüpi modelid hoiuste intresside ja turumäärade vahel, kus leidis kointegratsiooni seos. Sobilike mudeliteni jõuti euribori abil, eusa määraga ARIMAX modelid sobilikuks ei osutunud või ei leidunud kointegratsiooni.

Hoiuse intresside ARIMAX tüüpi modelid sisaldavad euribori väärtust samal ajahetkel ning mudeli jääkidele sobitati ARIMA tüüpi protsess. Kointegratsiooni seose abil leitud hoiuse intresside ARIMAX tüüpi modelid ei ole kõige paremate prognoosivigade näitajatega võrreldes hoiuse intresside muutudele moodustatud mudelitega (tabelid 4, 5). Samas ei ole leitud modelid prognoosivigade näitajate järgi kõige ebatäpsemad. Antud mudelite (mudelite kujud on valemities (11),(12),(13)) puhul on kasutatud transformeerimata kujul intresside ja turumäärade aegridu, mis muudavad nad lihtsasti interpreteeritavaks.

Kokkuvõte

Käesoleva magistritöö eesmärk on uurida, kas ja kuidas sõltuvad Eestis pakutava nõudmiseni hoiuse intressimäärad 6-kuulisest euriborist ja 6-kuulise euribori 5-aastasest *swap*'i määrast. Töös uuriti hoiuse intresside muutudele ARIMAX tüüpi mudelite sobitamist, kus uuritavad aegread on originaalkujul, logaritmitud ja teisendatud asinh-funktsiooni abil. Lisaks vaadeldi hoiuse intresside ja turumäärade vahelist kointegratsiooni.

Töös uuriti Euroopa Keskpanka poolt kogutud ja avalikustatud kuiseid koondandmeid Eesti ning euroala nõudmiseni hoiuse intressimäärade kohta 2000. aastast kuni 2021. aasta lõpuni. Intressimäärasid uuriti kodumajapidamistele ja mittefinantsettevõtetele pakutavate hoiuste kohta eraldi. ARIMAX mudelite koostamisel kasutati regressorridadena 6-kuulise euribori määra ja 6-kuulise euribori 5-aastast *swap*'i määra.

Töö esimeses peatükis anti lühiülevaade panga olemusest, intressiriskist pangas ja selle mõõtmisest ning töö olulisusest. Teises peatükis kirjeldati töös kasutatud meetodeid, protsesse ja mudelite sobivuse näitajaid. Kolmandas peatükis anti ülevaade uuritavatest hoiuse intressimääradest ja turumääradest. Neljandas peatükis kirjeldati põhjalikumalt mudelite moodustaimst, toodi välja sobilikud mudelid ning võrreldi saadud prognoosivigade näitajaid.

Töö tulemusel leiti hoiuse intressidele sobivad ARIMAX tüüpi mudelid nii intressidele kui ka intresside muutudele. Hoiuse intressidele moodustatud ARIMAX mudelid leiti kointegratsiooni abil.

Parimaks ARIMAX mudeliks prognoosivigade näitajate põhjal osutus asinh-teisendusega ARIMAX tüüpi mudel nii Eesti mittefinantsettevõtete kui ka kodumajapidamiste hoiuse intresside muutudele. Kõikidele hoiuse intresside muutudele oli võimalik moodustada sobilik ARIMAX tüüpi mudel, kuid kõige keerulisem oli sobivat mudelit leida Eesti kodumajapidamiste hoiuse intresside muutudele. Erinevates mudelites osutusid oluliseks turumäärade muudud, mis vastasid samale ajahetkele ning nihetele 1 kuni 6, 10 ja 11.

Töö tulemusel saab öelda, et Eestis pakutavate nõudmiseni hoiuse intresside kirjeldamiseks sobivad ARIMAX tüüpi mudelid nii 6-kuulise euribori kui ka 6-kuulise euribori 5-aaastase *swap*'i määraga.

Töö autor soovib tänada töö juhendajat Raul Kangrot abistava tagasiside ja kaasamõtlemise eest.

Viidatud kirjandus

- Aihounton, Ghislain BD, Henningsen, Arne (2021). “Units of measurement and the inverse hyperbolic sine transformation”. *The Econometrics Journal* 24.2, lk. 334–351.
- BCBS, Basel Committee on Banking Supervision (2013). *Basel III: The Liquidity Coverage Ratio and liquidity risk monitoring tools*. URL: <https://www.bis.org/publ/bcbs238.pdf>.
- BCBS, Basel Committee on Banking Supervision (2016). *Interest rate risk in the banking book Standards*. URL: <https://www.bis.org/bcbs/publ/d368.pdf>.
- BIS, Bank for International Settlements (2022). *Basel III: international regulatory framework for banks*. URL: <https://www.bis.org/bcbs/basel3.htm> (vaadatud 17.03.2022).
- Brockwell, Peter J, Davis, Richard A (1991). *Time series: theory and methods*. Springer Science & Business Media.
- Casu, Barbara, Girardone, Claudia, Molyneux, Philip (2006). *Introduction to banking*. Köide 10. Pearson education.
- Chen, J. (2021). *Term Deposit*. URL: <https://www.investopedia.com/terms/t/termdeposit.asp> (vaadatud 17.03.2022).
- Chen, J. (2022). *Demand Deposit*. URL: <https://www.investopedia.com/terms/d/demanddeposit.asp> (vaadatud 17.03.2022).
- EBA, European Banking Authority (2018). *Final Report: Guidelines on the management of interest rate risk arising from non-trading book activities*. European Banking Authority. URL: <https://www.eba.europa.eu/sites/default/documents/files/documents/10180/2282655/169993e1-ad7a-4d78-8a27-1975b4860da0/Guidelines%5C%20on%5C%20the%5C%20management%5C%20of%5C%20interest%5C%20rate%5C%20risk%5C%20arising%5C%20from%5C%20non-trading%5C%20activities%5C%20%5C%28EBA-GL-2018-02%5C%29.pdf?retry=1>.

ECB (2022a). *ECB Statistics. A brief overview*. European Central Bank. URL: https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/statistics_a_brief_overview_2014_en.pdf (vaadatud 13.05.2022).

ECB (2022b). *Lists of financial institutions*. European Central Bank. URL: https://www.ecb.europa.eu/stats/financial_corporations/list_of_financial_institutions/html/index.et.html (vaadatud 13.05.2022).

ECB (2022c). *MFI Interest Rate Statistics*. European Central Bank Statistical Data Warehouse. URL: https://sdw.ecb.europa.eu/browseSelection.do?org.apache.struts.taglib.html.TOKEN=8028af16ffa6e3ed4caf20fb641be07b&df=true&ec=1&dc=&oc=0&pb=1&rc=0&DATASET=36&removeItem=&removedItemList=&mergeFilter=&activeTab=BSI&showHide=&FREQ.14=M&DATA_TYPE.14=1&MAX_DOWNLOAD_SERIES=500&SERIES_MAX_NUM=50&node=SEARCHRESULTS&q=overnight+deposits&type=series&legendRef=reference&legendPub=published&legendNor= (vaadatud 03.03.2022).

ECB (2022d). *Statistika*. European Central Bank. URL: <https://www.ecb.europa.eu/stats/html/index.et.html> (vaadatud 13.05.2022).

Eesti Pank (2022a). *Mõisted ja metoodika*. Eesti Pank Statistika. URL: <https://statistika.eestipank.ee/#/et/d/979/moisted-metoodika/3747> (vaadatud 12.04.2022).

Eesti Pank (2022b). *1. Laenujääk kliendigrupi, residentsuse, valuuta ja tähtaja lõikes (miljon eurot)*. Eesti Pank Statistika. URL: <https://statistika.eestipank.ee/#/et/p/650/r/898/770> (vaadatud 17.03.2022).

Engle, Robert F, Granger, Clive WJ (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing". *Econometrica: journal of the Econometric Society*, lk. 251–276.

FI, Finansinspektionen (2022). *Finantsinspektionist*. Finansinspektionen. URL: <https://fi.ee/et/finantsinspektion/finantsinspektionist0> (vaadatud 13.05.2022).

Hayes, A. (2022). *Euribor*. URL: <https://www.investopedia.com/terms/e/euribor.asp> (vaadatud 17.03.2022).

investing.com (2022). *EURIRS*. Eesti Pank Statistika. URL: <https://www.investing.com/search/?q=EURIRS&tab=quotes> (vaadatud 13.05.2022).

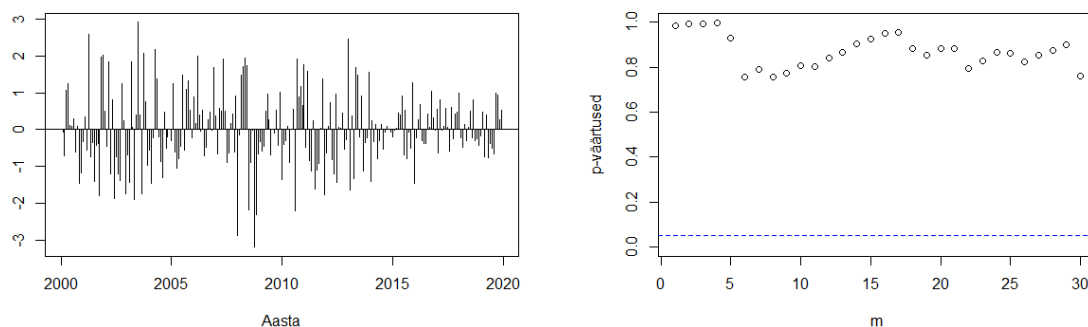
Johansen, Søren (1991). “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models”. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, lk. 1551–1580.

Kangro, R. (2016). *Aegridade analüüs*. URL: https://courses.ms.ut.ee/MTMS.01.023/2016_fall/uploads/Main/aegread.pdf.

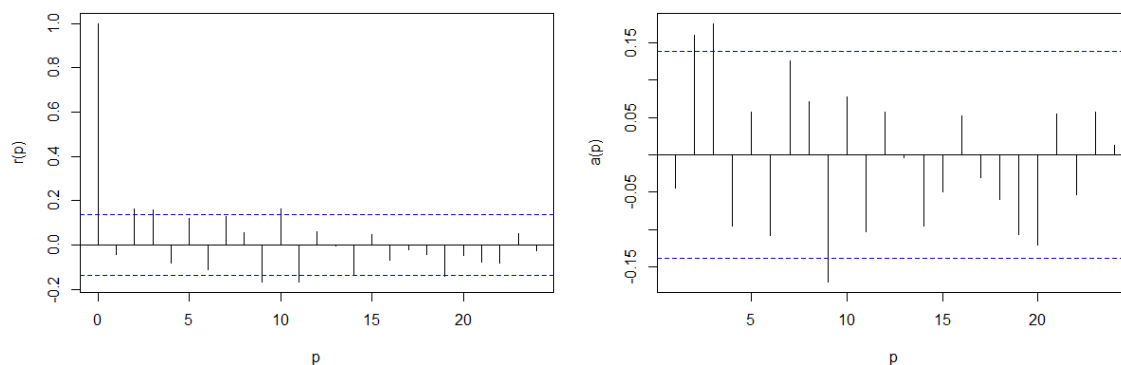
Pärna, K. (2013). *Tõenäosusteooria algkursus*. Tartu Ülikooli Kirjastus.

Lisad

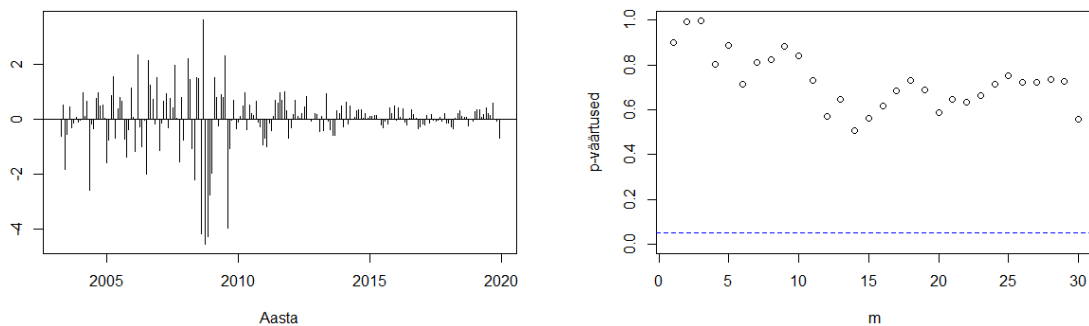
Lisa 1. Lineaarsete mudelite ja ARIMAX mudelite graafikud



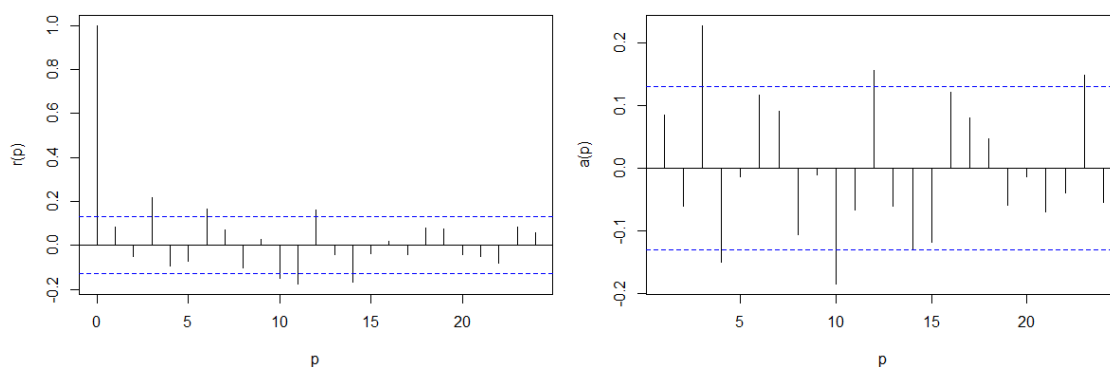
Joonis L1.1. Eusa muutude MA(3) tüüpi mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



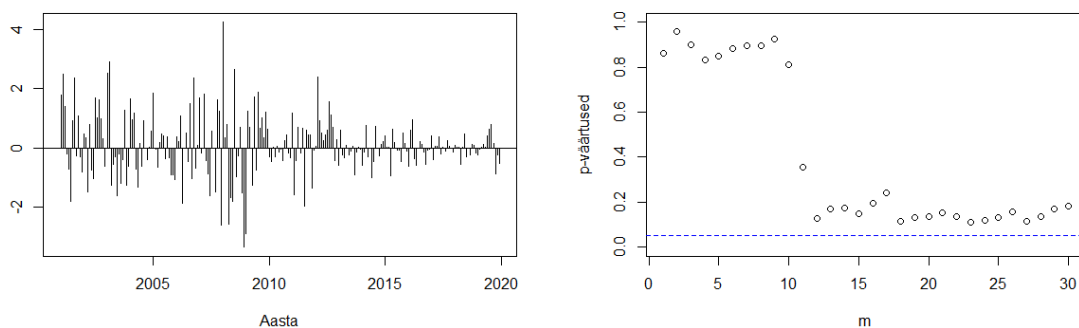
Joonis L1.2. Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EE NF) ja eusa muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaautokorrelatsioonid (paremal)



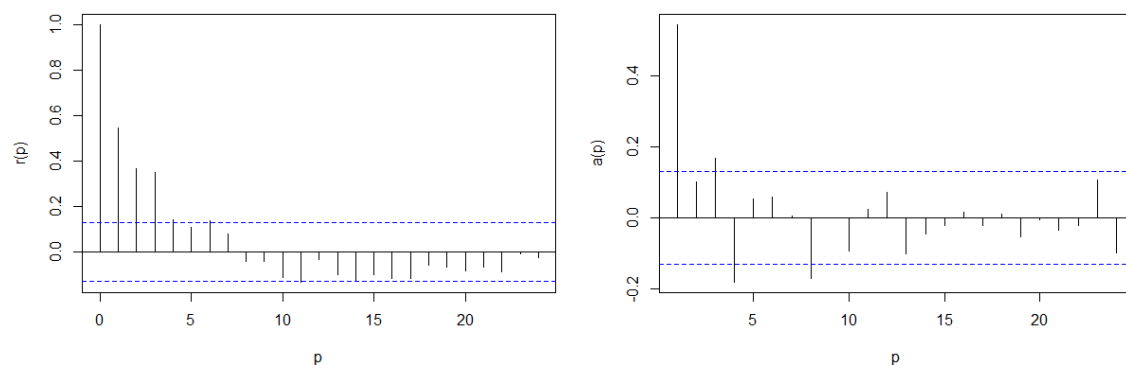
Joonis L1.3. Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EE NF) ja eusa muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



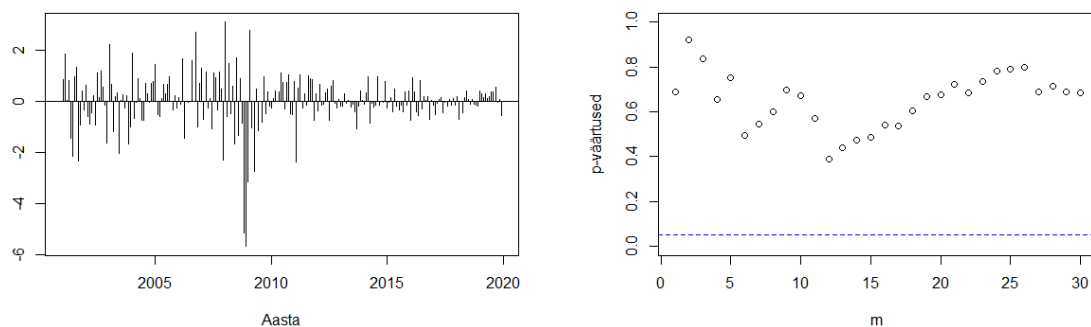
Joonis L1.4. Euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osautokorrelatsioonid (paremal)



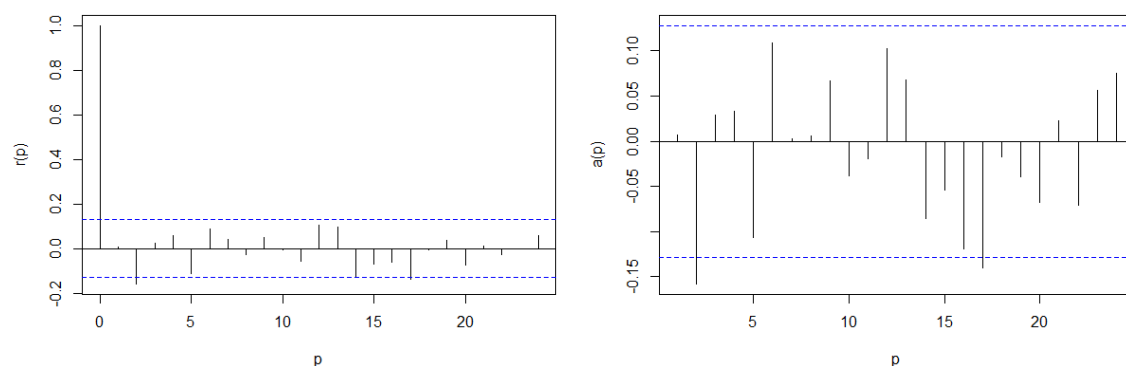
Joonis L1.5. Euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja euribori muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



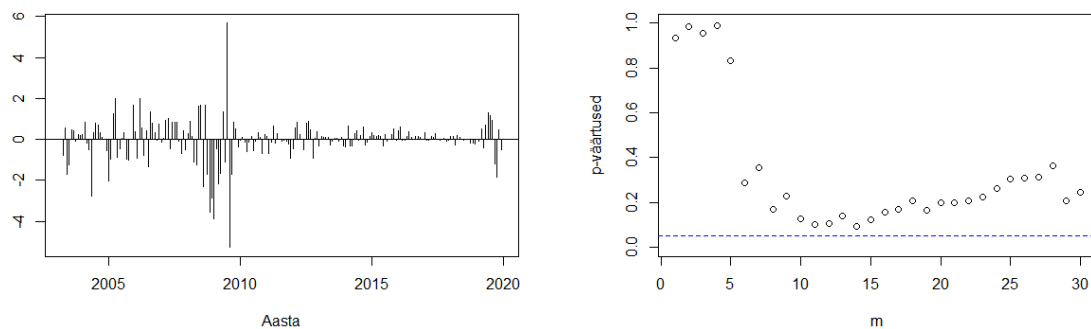
Joonis L1.6. Euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja eusa muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osautokorrelatsioonid (paremal)



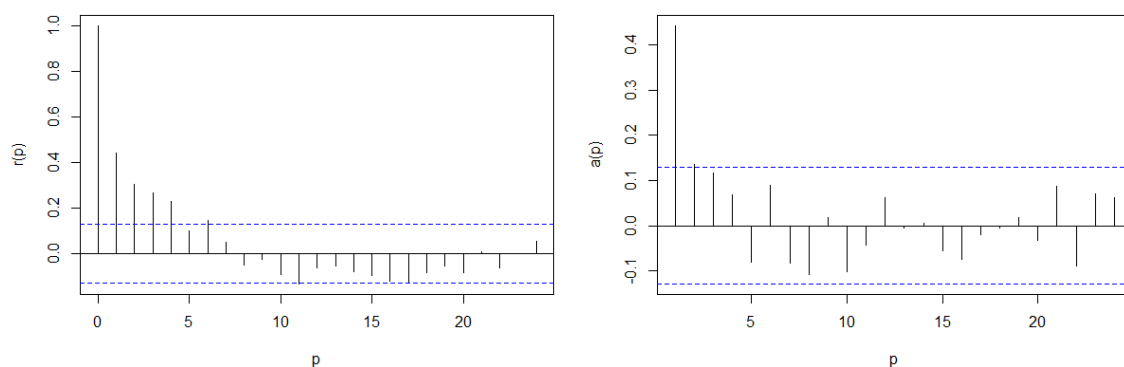
Joonis L1.7. Euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja eusa muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



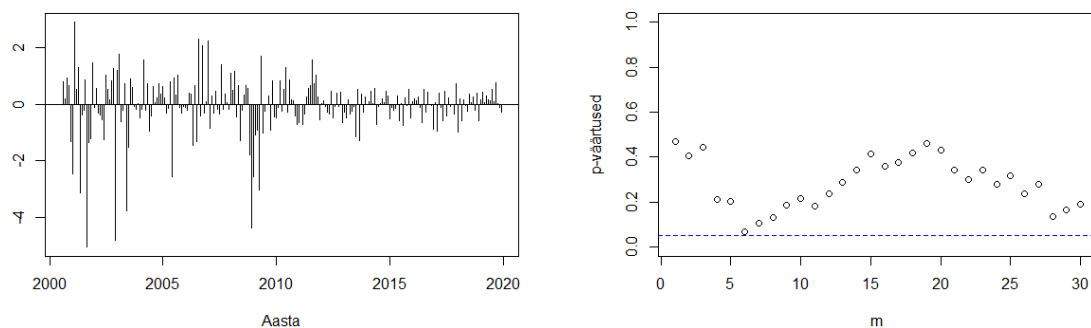
Joonis L1.8. Euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osautokorrelatsioonid (paremal)



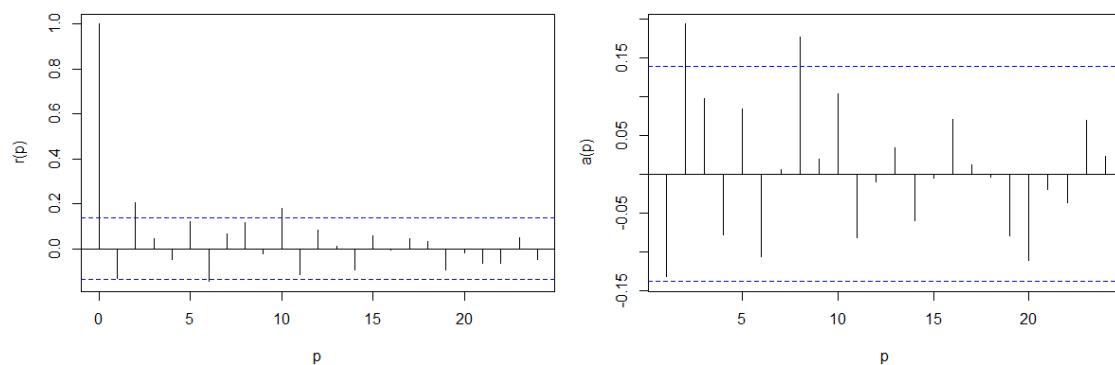
Joonis L1.9. Euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja euribori muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



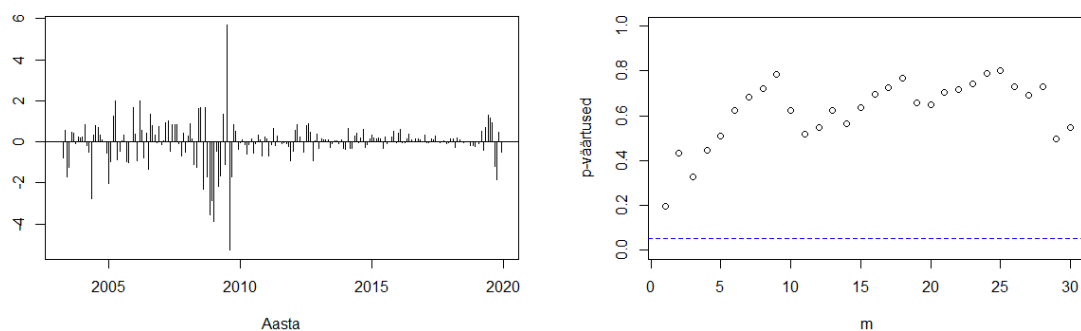
Joonis L1.10. Euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja eusa muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



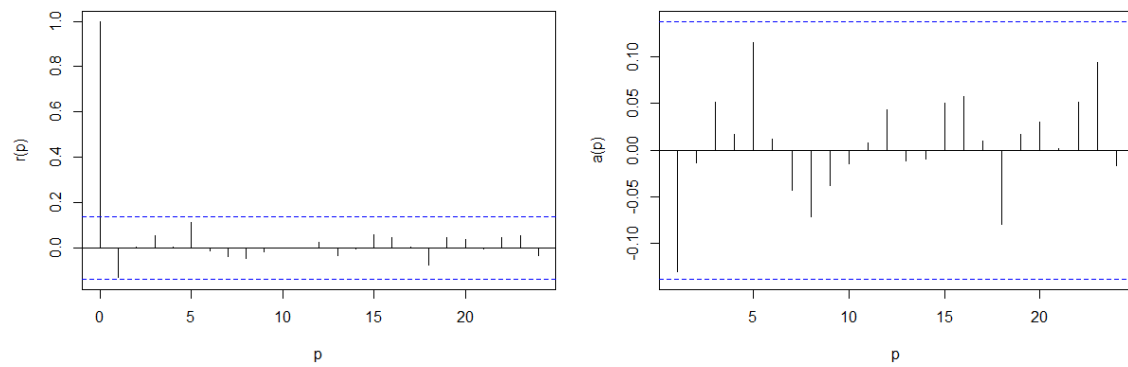
Joonis L1.11. Euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja eusa muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



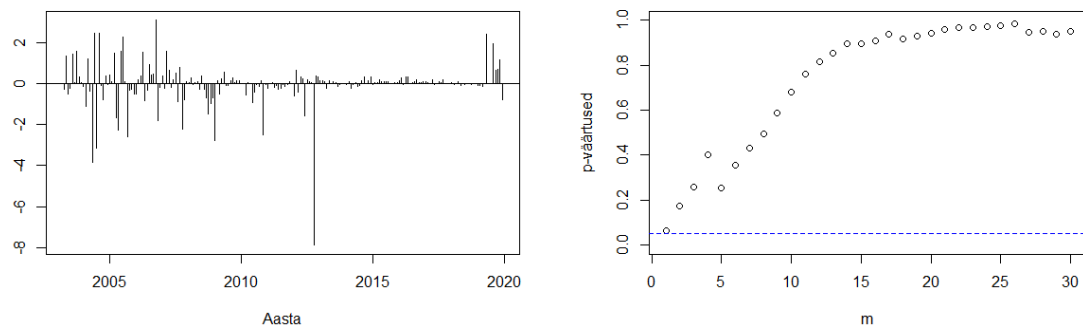
Joonis L1.12. Logaritmitud Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EE NF) ja logaritmitud euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



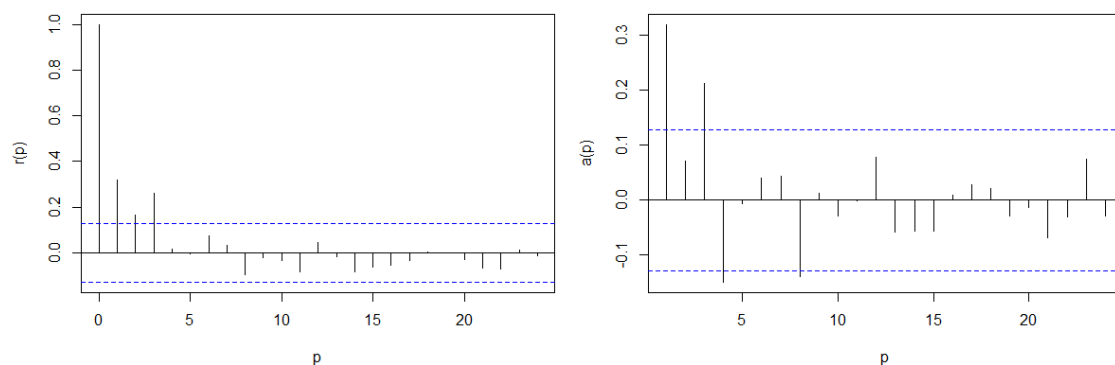
Joonis L1.13. Logaritmitud Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EE NF) ja logaritmitud euribori muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



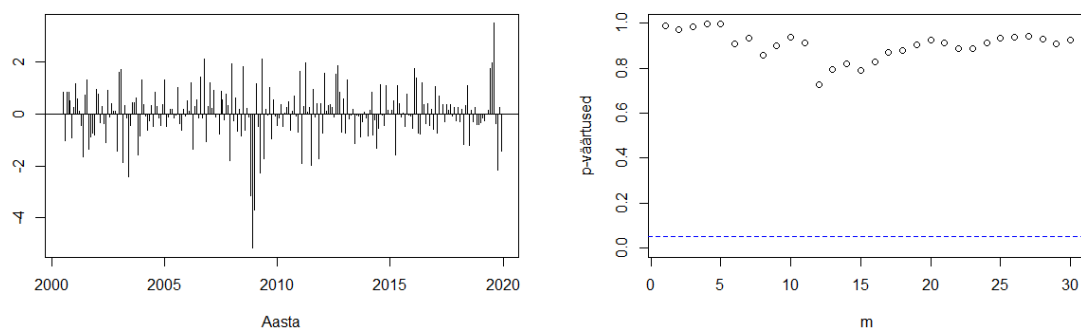
Joonis L1.14. Logaritmitud Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi (EE HH) ja logaritmitud euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



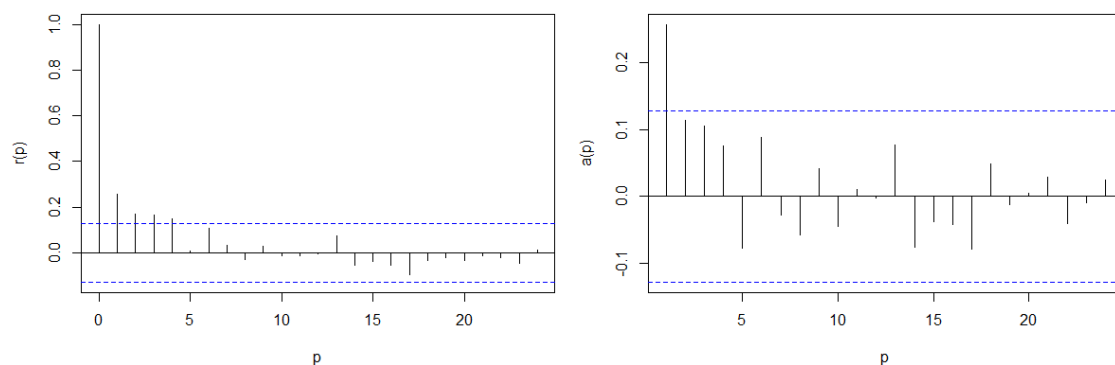
Joonis L1.15. Logaritmitud Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi (EE HH) ja logaritmitud euribori muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



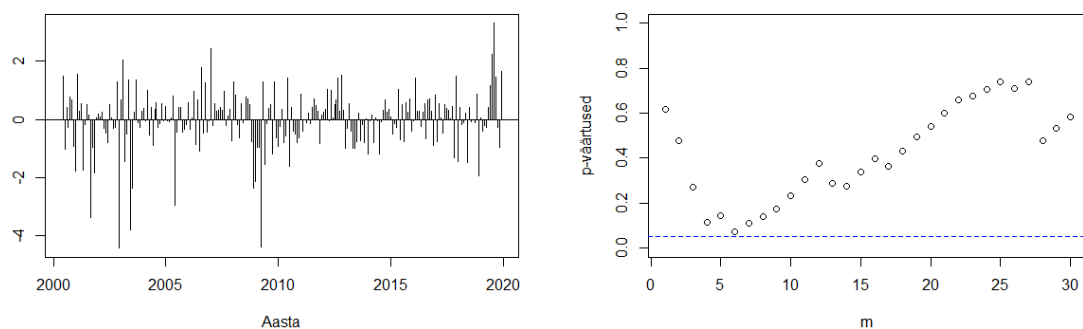
Joonis L1.16. Logaritmitud euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja logaritmitud euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



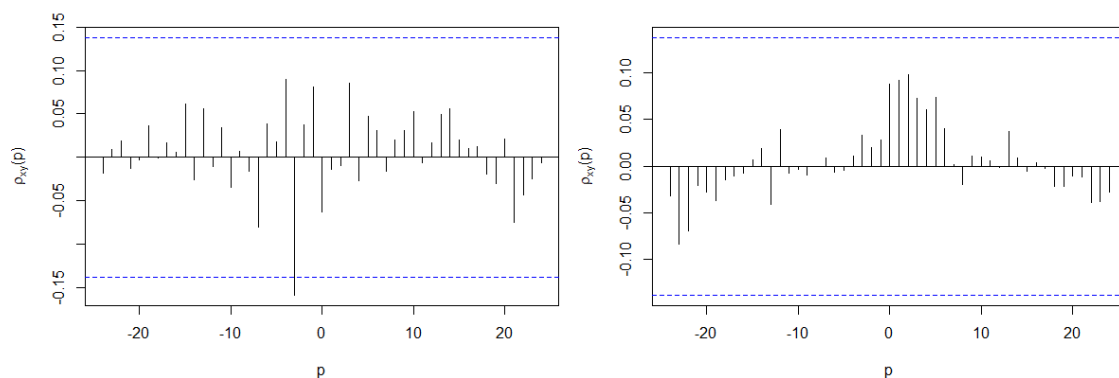
Joonis L1.17. Logaritmitud euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja logaritmitud euribori muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



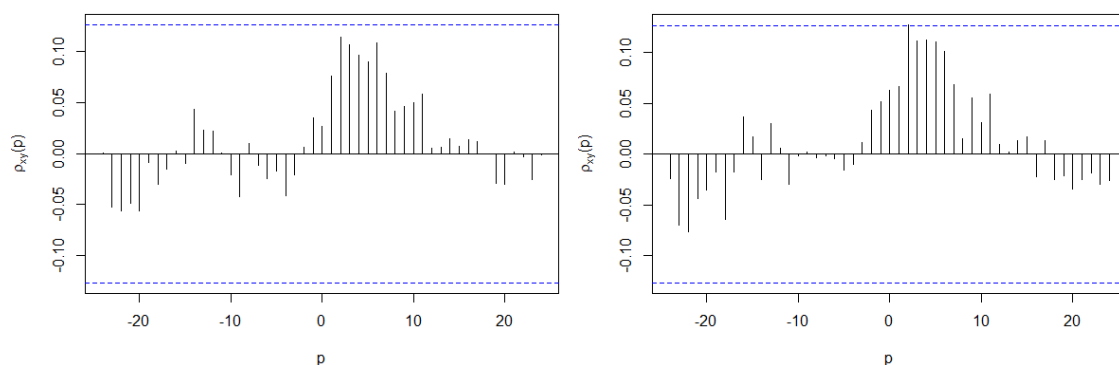
Joonis L1.18. Logaritmitud euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja logaritmitud euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



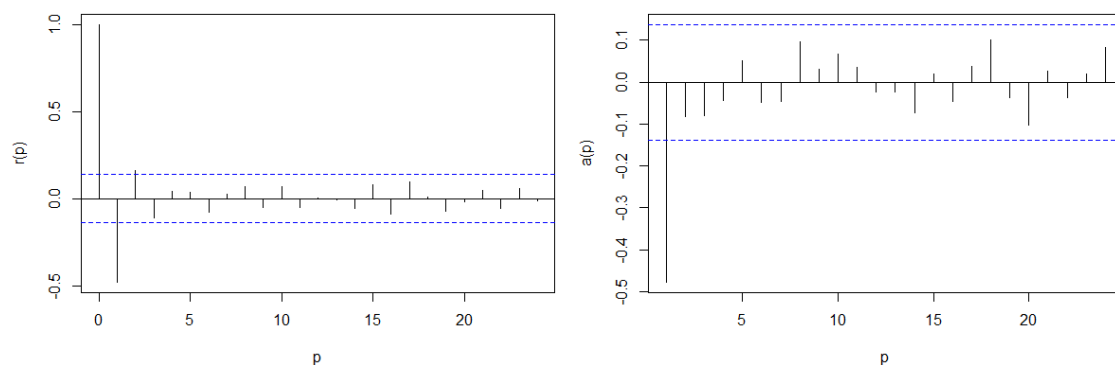
Joonis L1.19. Logaritmitud euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja logaritmitud euribori muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



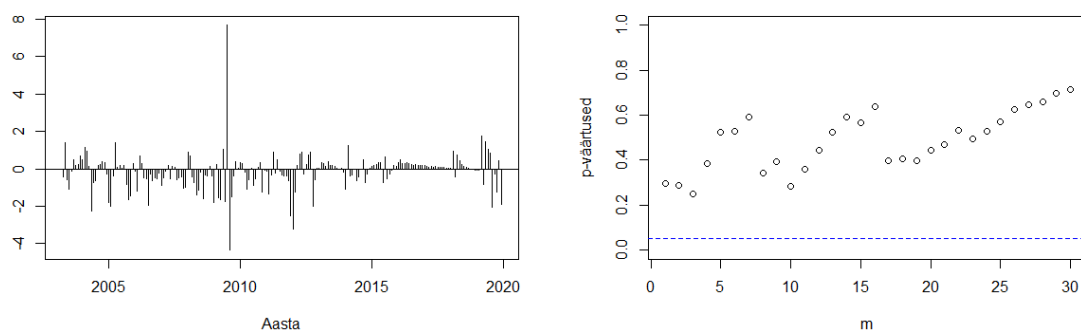
Joonis L1.20. Logaritmitud Eesti kodumajapidamiste (vasakul) ja mittefinantsettevõtete (paremal) hoiuse intressi muutude ja logaritmitud eusa muutude MA(4) mudelite jääkide ristkorrelatsioonid



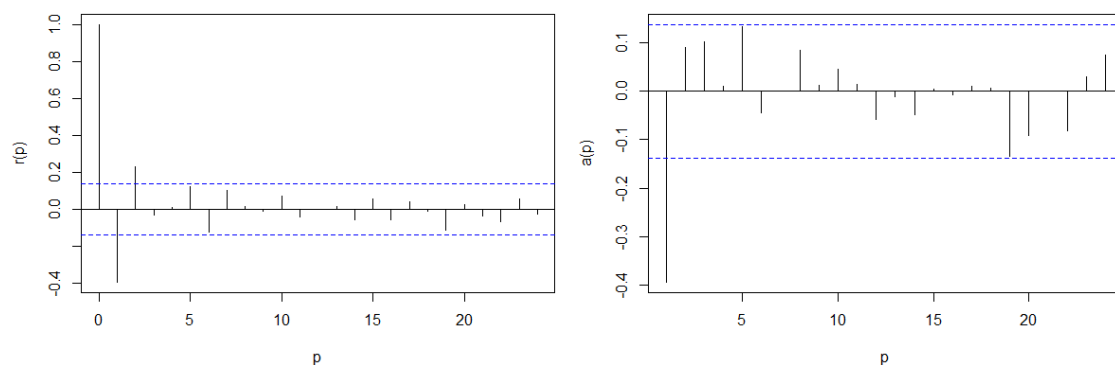
Joonis L1.21. Logaritmitud euroala kodumajapidamiste (vasakul) ja mittefinantsettevõtete (paremal) hoiuse intressi muutude ja logaritmitud eusa muutude MA(4) mudelite jääkide ristkorrelatsioonid



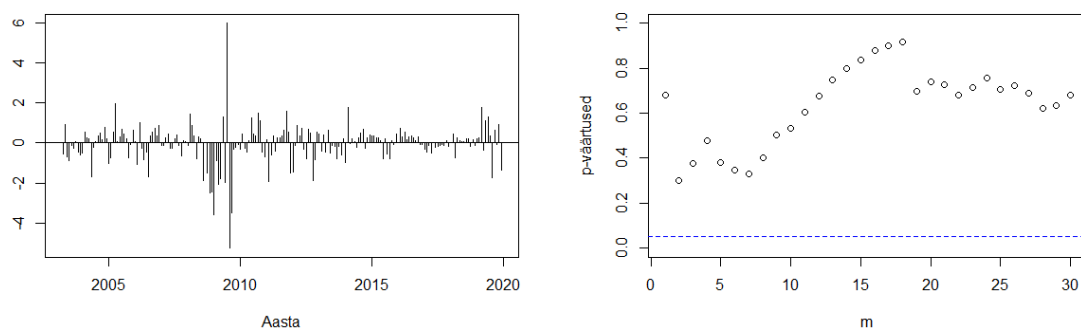
Joonis L1.22. Asinh-teisendusega Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EE NF) ja asinh-teisendusega euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



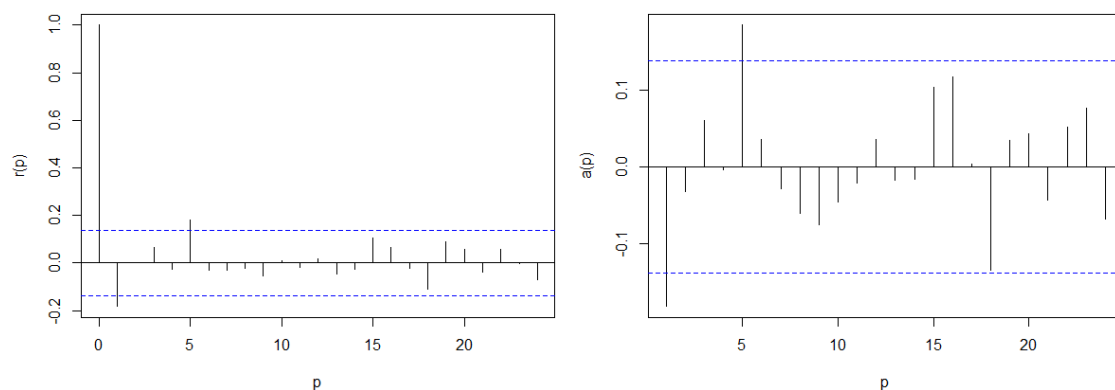
Joonis L1.23. Asinh-teisendusega Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EE NF) ja asinh-teisendusega euribori muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



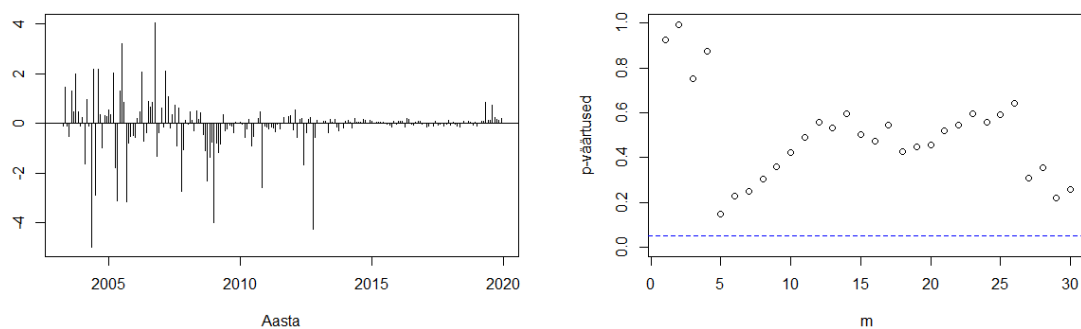
Joonis L1.24. Asinh-teisendusega Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EE NF) ja asinh-teisendusega eusa muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



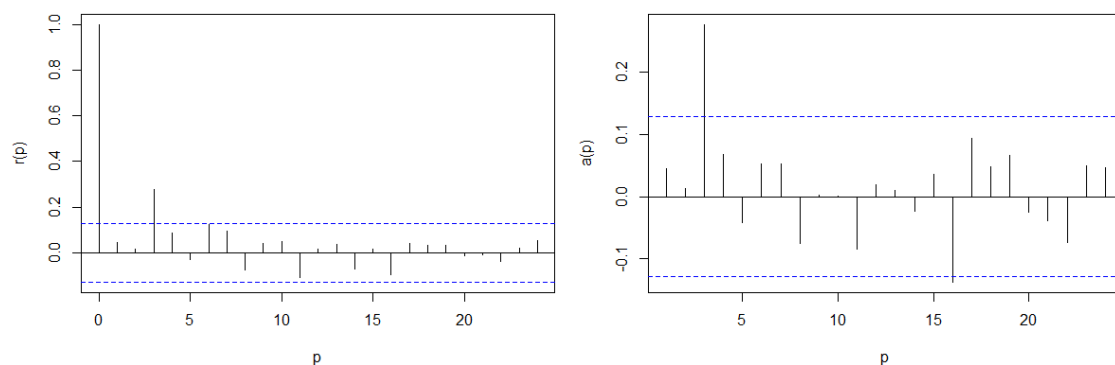
Joonis L1.25. Asinh-teisendusega Eesti mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EE NF) ja asinh-teisendusega eusa muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



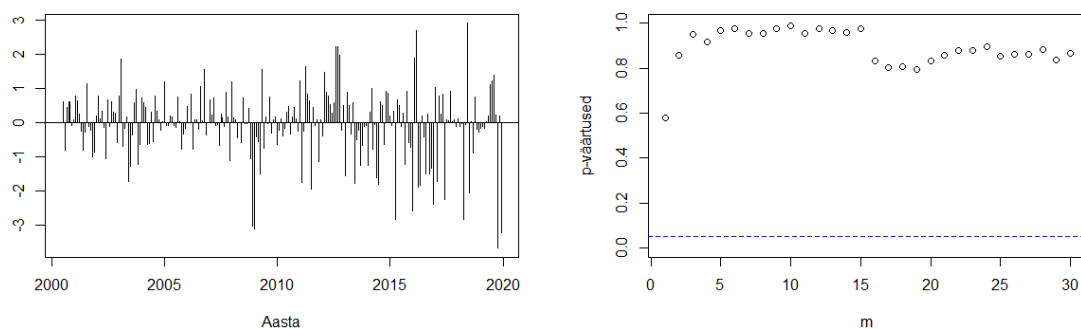
Joonis L1.26. Asinh-teisendusega Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi (EE HH) ja asinh-teisendusega eusa muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



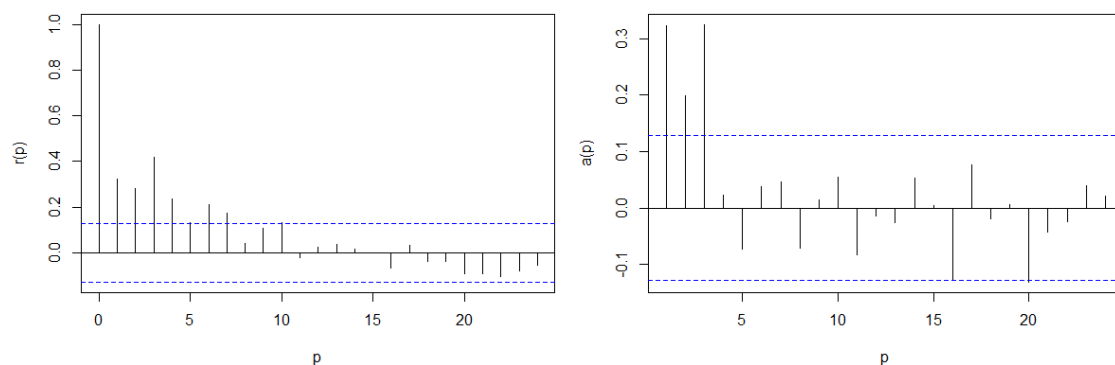
Joonis L1.27. Asinh-teisendusega Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi (EE HH) ja asinh-teisendusega eusa muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



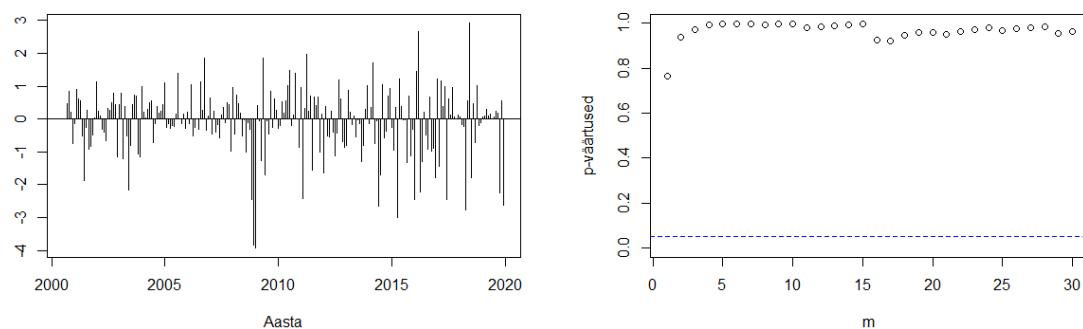
Joonis L1.28. Asinh-teisendusega euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja asinh-teisendusega euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



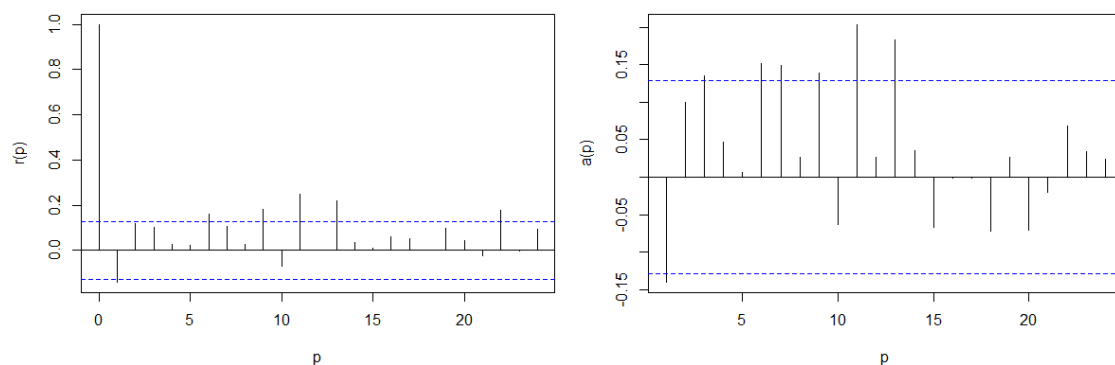
Joonis L1.29. Asinh-teisendusega euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja asinh-teisendusega euribori muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



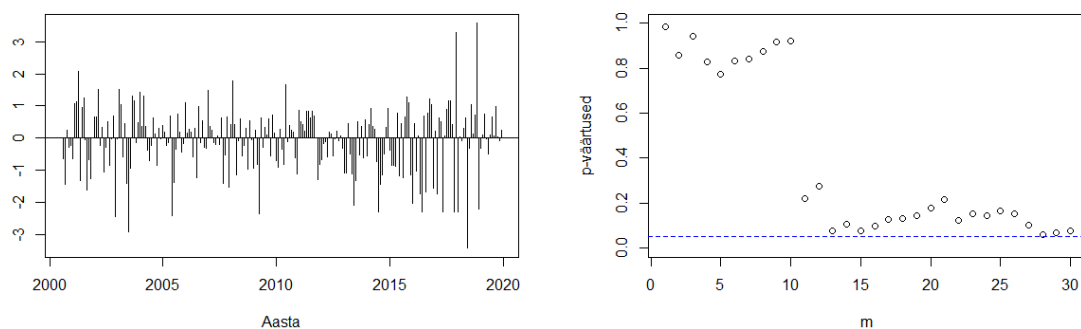
Joonis L1.30. Asinh-teisendusega euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja asinh-teisendusega eusa muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



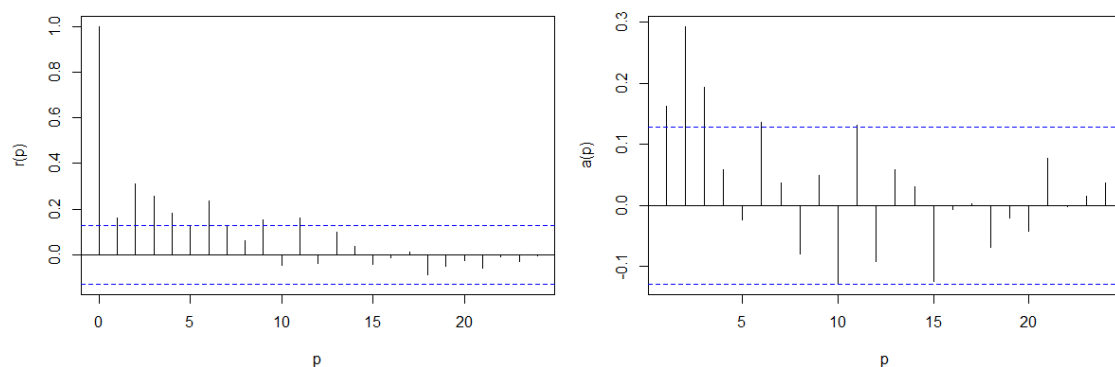
Joonis L1.31. Asinh-teisendusega euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja asinh-teisendusega eusa muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



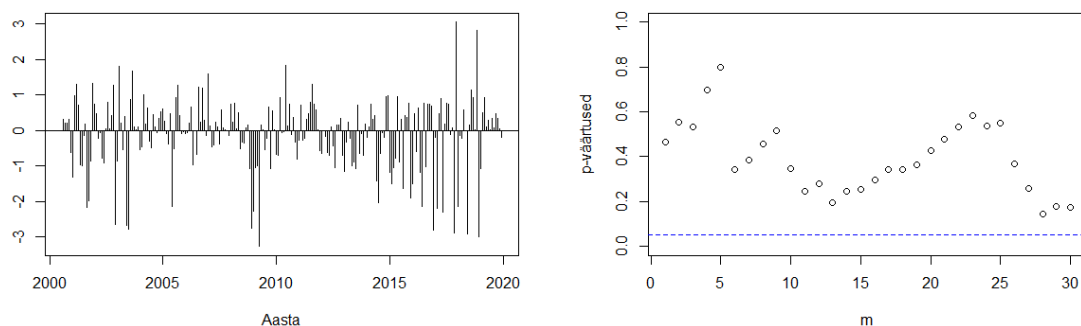
Joonis L1.32. Asinh-teisendusega euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja asinh-teisendusega euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



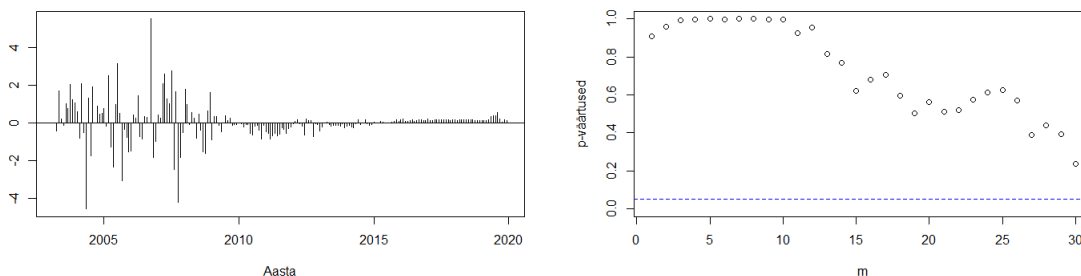
Joonis L1.33. Asinh-teisendusega euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja asinh-teisendusega euribori muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



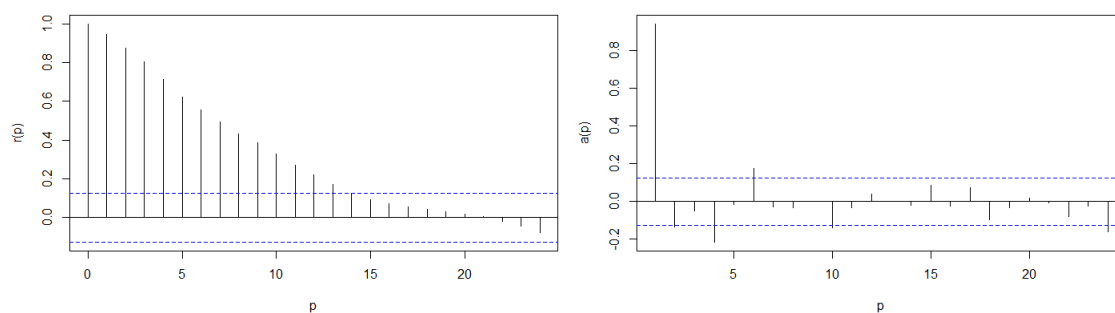
Joonis L1.34. Asinh-teisendusega euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja asinh-teisendusega euribori muutude lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



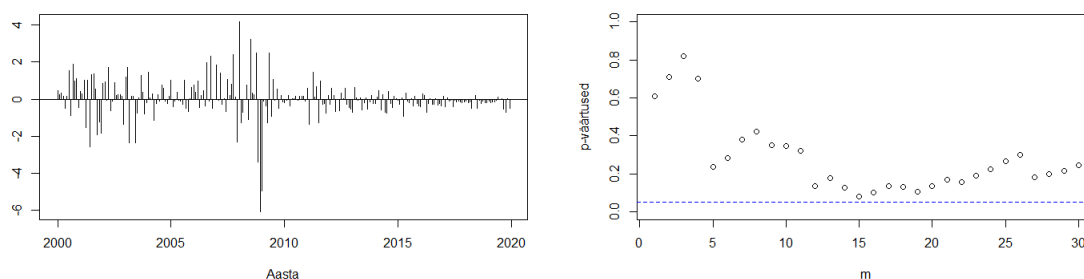
Joonis L1.35. Asinh-teisendusega euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja asinh-teisendusega eusa muutude ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



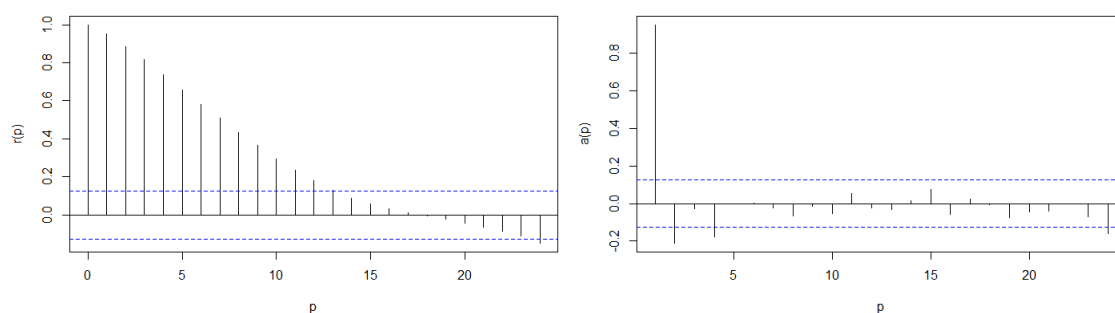
Joonis L1.36. Eesti kodumajapidamiste hoiuse intressi (EE HH) ja euribori ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



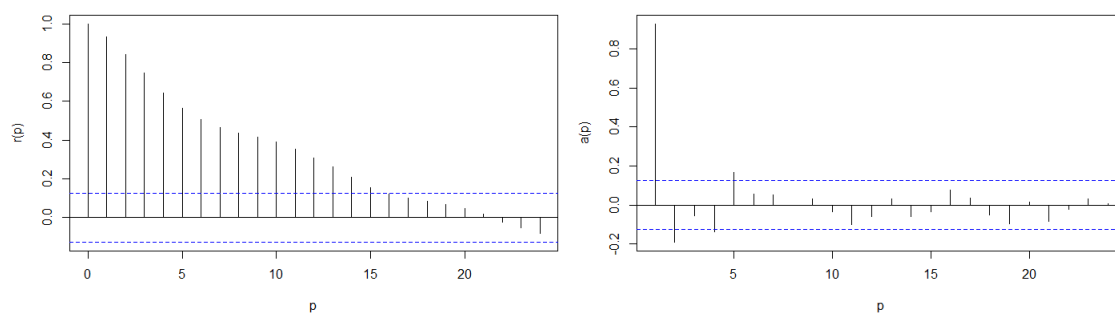
Joonis L1.37. Euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja euribori lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



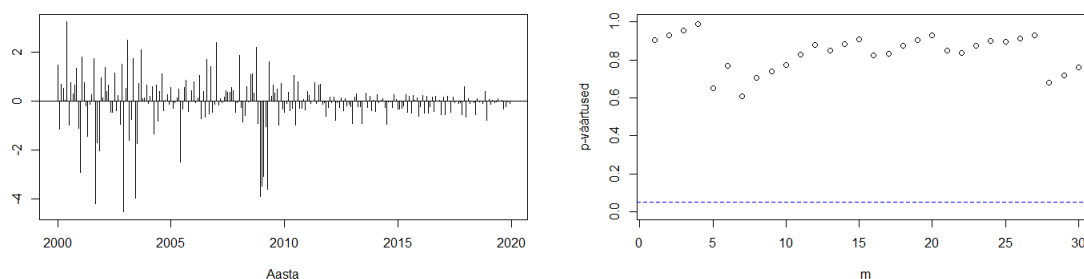
Joonis L1.38. Euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja euribori ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)



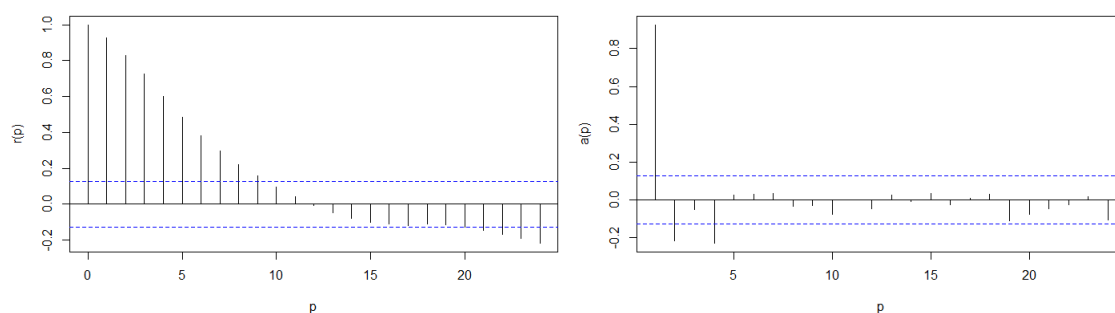
Joonis L1.39. Euroala mittefinantsettevõtete hoiuse intressi (EU NF) ja eusa lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)



Joonis L1.40. Euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja euribori lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)

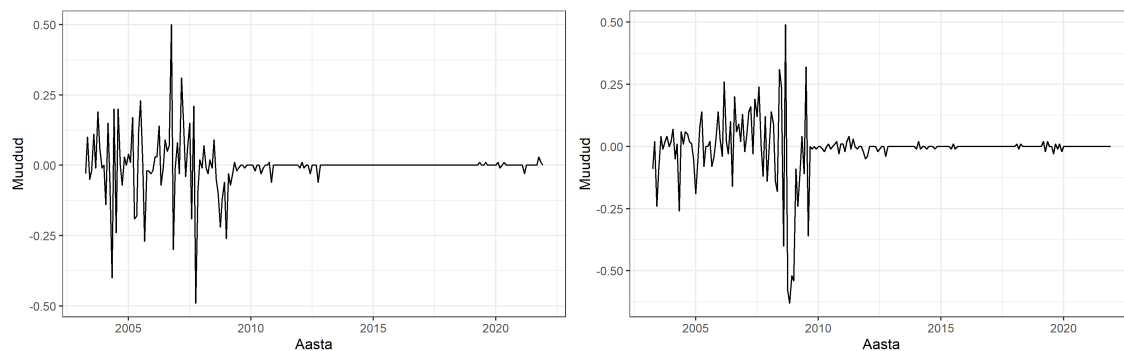


Joonis L1.41. Euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja euribori ARIMAX mudeli standardiseeritud jäägid (vasakul) ja Ljung-Box testi olulisuse tõenäosused (paremal)

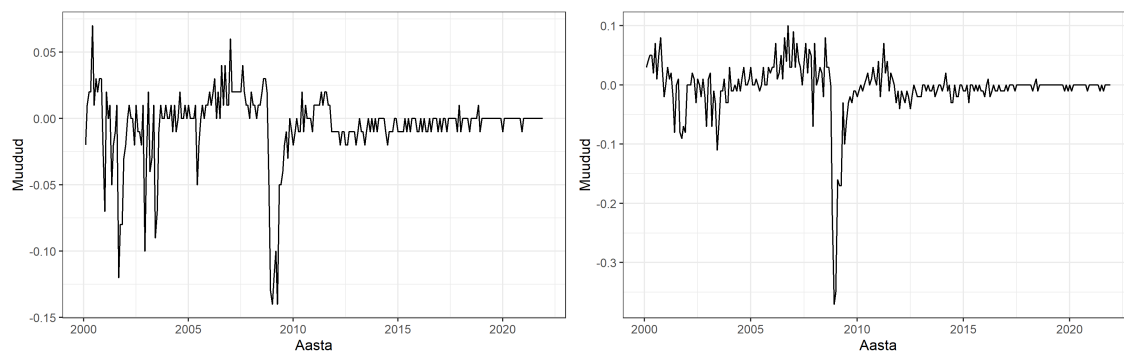


Joonis L1.42. Euroala kodumajapidamiste hoiuse intressi (EU HH) ja eusa lineaarse mudeli auto- (vasakul) ja osaaautokorrelatsioonid (paremal)

Lisa 2. Hoiuse intresside muudud



Joonis L2.1. Eestis pakutavate kodumajapidamiste (vasakul) ja mittefinantsettevõtete (paremal) nõudmiseni hoiuse intressi muudud



Joonis L2.2. Euroalas pakutavate kodumajapidamiste (vasakul) ja mittefinantsettevõtete (paremal) nõudmiseni hoiuse intressi muudud

Lisa 3. Transformeeritud aegridade statsionaarsus

Tabel L3.1. Logaritmitud ja nihutatud turumäärade ja hoiuse intresside Phillips-Perroni testi olulisuse tõenäosused

Transformeeritud aegrida	p	Statsionaarne
Logaritmitud euribor	0,7471	Ei
Diferentsitud logaritmitud euribor	0,01	Jah
Logaritmitud eusa	0,0894	Ei
Diferentsitud logaritmitud eusa	0,01	Jah
Logaritmitud EE HH	0,6594	Ei
Diferentsitud logaritmitud EE HH	0,01	Jah
Logaritmitud EE NF	0,7971	Ei
Diferentsitud logaritmitud EE NF	0,01	Jah
Logaritmitud EU HH	0,7458	Ei
Diferentsitud logaritmitud EU HH	0,01	Jah
Logaritmitud EU NF	0,7316	Ei
Diferentsitud logaritmitud EU NF	0,01	Jah

Tabel L3.2. Hüperboolse siinuse pöördfunktsiooniga transformeeritud turumäärade ja hoiuse intresside Phillips-Perroni testi olulisuse tõenäosused

Transformeeritud aegrida	p	Statsionaarne
asinh(euribor)	0,6016	Ei
Diferentsitud asinh(euribor)	0,01	Jah
asinh(eusa)	0,3959	Ei
Diferentsitud asinh(eusa)	0,01	Jah
asinh(EE HH)	0,8142	Ei
Diferentsitud asinh(EE HH)	0,01	Jah
asinh(EE NF)	0,835	Ei
Diferentsitud asinh(EE NF)	0,01	Jah
asinh(EU HH)	0,9149	Ei
Diferentsitud asinh(EU HH)	0,01	Jah
asinh(EU NF)	0,8937	Ei
Diferentsitud asinh(EU NF)	0,01	Jah

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja üldsusele kättesaadavaks tegemiseks

Mina, Laura Anna Tammesoo,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) minu loodud teose "Nõudmiseni hoiuse intressimääradele ARIMAX tüüpi mudelite leidmine turumäärade abil", mille juhendaja on Raul Kangro, reprodutseerimiseks eesmärgiga seda säilitada, sealhulgas lisada digitaalarhiivi DSpace kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
2. Annan Tartu Ülikoolile loa teha punktis 1 nimetatud teos üldsusele kättesaadavaks Tartu Ülikooli veebikeskkonna, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace kaudu Creative Commons'i litsentsiga CC BY NC ND 3.0, mis lubab autorile viidates teost reprodutseerida, levitada ja üldsusele suunata ning keelab luua tuletatud teost ja kasutada teost ärieesmärgil, kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
3. Olen teadlik, et punktides 1 ja 2 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
4. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei riku ma teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse õigusaktidest tulenevaid õigusi.

Laura Anna Tammesoo

17.05.2022