

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Rahanduse ja majandusteooria instituut
Majandusmatemaatika, statistika ja ökonomeetria õppetool

Liis-Ann Pardel

**SIGARETTIDE AKTSIIS: KAHEKOMPONENDILISE MAKSUSTRUKTUURI
MÕJU ANALÜÜS EESTI RIIGIEELARVE MAKSUTULUDELE 2009-2013**

Magistritöö

Juhendaja: professor Kadri Männasoo

Tallinn 2015

SISUKORD

ABSTRAKT.....	5
SISSEJUHATUS.....	6
1. TUBAKATOODETE TARBIMINE JA MAKSUSTAMINE MAJANDUSTEOORIAS.....	9
1.1. Tubaka- kui sõltuvustoote majanduslikud mudelid.....	9
1.2. Kauba nõudlus ja nõudlusseadus.....	10
1.2.1. Sigarettide nõudluse elastsus.....	12
1.3. Sigarettide aktsiis kui fiskaalset eesmärki täitev kaudne tarbimismaks.....	14
1.4. Maksuintsidents.....	15
2. SIGARETTIDE MAKSUSTAMINE EUROOPA LIIDUS.....	18
2.1. Euroopa Liidus kehtiv tubakatoodete maksustamise kord.....	18
2.2. Kahekomponendiline sigarettide aktsiis.....	21
2.3. Tubakaaktsiisist Eesti kontekstis.....	23
2.3.1. Eesti Vabariigis kehtestatud aktsiisid aastatel 1990-2014.....	23
2.3.2. Tubakatoodete aktsiisiga maksustamine Eestis.....	24
3. SIGARETIAKTSIISI KONTEKSTIS OLULISTE TEGURITE ÕKONOMEETRILINE MÕJUANALÜÜS.....	29
3.1. Õkonomeetrilise mudeli modelleerimine teoorias.....	29
3.2. Muutujate valik ning algandmed.....	30
3.3. Aegridade analüüsi alused.....	35
3.3.1. Aegridade tasandamine.....	36
3.4. Mudeli parameetrite hindamine ja testimine.....	39
3.4.1. Mudeli diagnostika.....	41
3.4.2. Log-lineaarse mudeli hindamine.....	43
3.4.3. Log-lineaarse mudeli testimine.....	46
3.5. Järeldused.....	51
KOKKUVÕTE.....	53

VIIDATUD ALLIKAD.....	56
SUMMARY.....	60
LISAD.....	62
Lisa 1. Sigarettidele kehtestatud aktsiis Euroopa Liidu liikmesriikides 01.07.2014.a. seisuga.....	62
Lisa 2. Aktsiisilaekumine Eestis perioodil 2002-2013.....	63
Lisa 3. Eesti riigieelarvesse laekunud sigarettide aktsiis perioodil 2009-2013 (tuhandetes eurodes) (kuud).....	64
Lisa 4. Eestis registreeritud töötute arv perioodil 2009-2013 (kuud).....	65
Lisa 5. Keskmise brutokuupalk Eestis perioodil 2009-2013 (eurodes) (kuud).....	66
Lisa 6. Keskmise reaalse inflatsiooniga korrigeeritud brutokuupalk Eestis perioodil 2009-2013 (eurodes) (kuud).....	67
Lisa 7. Inflatsioon Eestis perioodil 2009-2013 (kuud) (protsentides).....	68
Lisa 8. Kaupade import Eestis (miljonites eurodes) (kuud).....	69
Lisa 9. Majandusosalduindeks Eestis aastatel 2009-2013 (sesoonselt tasandatud) (kuud)....	70
Lisa 10. Ökonomeetrilise mudeli modelleerimiseks kasutatavad andmed perioodil 2009-2013 (kuud).....	71
Lisa 11. Mudelis modelleeritavate aegridade graafikud trendi ja/või sesoonsuse visuaalseks tuvastamiseks.....	73
Lisa 12. Dickey-Fuller ühikjuure test stohhastilise ja/või deterministliku trendi tuvastamiseks mittesesonsetest aegridadest (konstandi ja trendiga).....	74
Lisa 13. Trendi mitteomavate diferentsitud aegridade graafikud.....	75
Lisa 14. Dickey-Fuller ühikjuure test mittesesonsete diferentsitud aegridade statsionaarsuse tuvastamiseks (ilma konstandita).....	76
Lisa 15. Dickey-Fuller ühikjuure test sesoonselt diferentsitud aegridade statsionaarsuse tuvastamiseks (ilma konstandita).....	77
Lisa 16. Sesoonselt diferentsitud aegridade graafikud.....	79
Lisa 17. Dickey-Fuller ühikjuure test reaalsalga ja sigaretiaktsiisi proportsionaalse komponendi muutuse statsionaarsuse tuvastamiseks (konstandi ja konstandita).....	80
Lisa 18. Dickey-Fuller ühikjuure test reaalsalga ja sigaretiaktsiisi proportsionaalse komponendi muutuse diferentsitud aegridade statsionaarsuse tuvastamiseks (ilma konstandita).....	81

Lisa 19. Reaalpalga ja sigaretiaktsiisi proportsionaalse komponendi muutuse diferentsitud aegridade graafikud.....	82
Lisa 20. Ökonomeetrilise mudeli modelleerimiseks kasutatavad silutud aegread perioodil 2009-2013 (kuud).....	83
Lisa 21. Korrelatsioonimaatriks.....	85
Lisa 22. Esmane regressioonmudeli analüüs.....	86
Lisa 23. Regressioonmudeli analüüs ilma statistiliselt ebaoluliste majandusaldusindeksi, töötute arvu ja reaalpalga muutuseta.....	87
Lisa 24. Vealiikmete keskvaertuse testimine.....	88
Lisa 25. Logaritmitud maksutulu ja ringluses olevate sigaretipakkide arvu aegridade graafikud.....	89
Lisa 26. Dickey-Fuller ühikjuure test logaritmitud maksutulu ja ringluses olevate sigaretipakkide arvu statsionaarsuse tuvastamiseks (konstandi ja konstandita).....	90
Lisa 27. Regressioonmudeli analüüs logaritmitud ja sesoonselt diferentsitud maksutulu ning ringluses olevate sigaretipakkide arvu sissetoomisel.....	91
Lisa 28. Regressioonmudeli analüüs majandusaldusindeksi eemaldamisel.....	92
Lisa 29. Regressioonmudeli analüüs reaalpalga muutuse eemaldamisel.....	93
Lisa 30. Regressioonmudeli analüüs ilma statistiliselt ebaoluliste majandusaldusindeksi, impordi ning reaalpalga muutuseta.....	94
Lisa 31. Regressioonmudeli analüüs töötute arvu ruutliikme mudelisse lisamisel.....	95
Lisa 32. Regressioonmudeli analüüs proportsionaalse määra muutuse ruutliikme mudelisse lisamisel (mitterobustsed standardvead).....	96
Lisa 33. Regressioonmudeli analüüs proportsionaalse määra muutuse ruutliikme mudelisse lisamisel (robustsed standardvead).....	97
Lisa 34. Mudelis hinnatavate muutujate parameetrite usalduspiirid.....	98
Lisa 35. Durbin-Watsoni autokorrelatsiooni test.....	99
Lisa 36. Multikollineaarsuse testimine dispersiooni inflatsiooniteguriga VIF.....	100
Lisa 37. Regressioonmudeli jääkliikmete normaaljaotuse kontroll.....	101
Lisa 38. Regressioonmudeli analüüs <i>periodic dummies</i> lisamisel.....	102
Lisa 39. Jääkliikmete korrelogramm.....	103
Lisa 40. Aktuaalsete ja mudeli põhjal leitud väärtuste graafik.....	104
Lisa 41. Regressioonmudeli prognoos perioodil 2009-2013 (kuud).....	105

ABSTRAKT

Käesoleva magistritöö eesmärk on hinnata sigaretiaktsiisi maksumäärade ja kahekomponendilise maksustruktuuri mõju maksutulude laekumisele Eestis. Euroopa Liidu liikmesriikides kehtib sigarettide maksustamisel kahekomponendilise aktsiisi rakendamise kord. Nimetatud kahekomponendilise maksustruktuuri elementideks on toote ühiku alusel arvutatav fikseeritud määr ning sigarettide kehtivast käibemaksuga jaehinnast leitav proportsionaalne määr. Vastavalt Euroopa Nõukogu direktiivile 2011/64/EL on seatud eesmärgiks ühtlustada Euroopa Liidu liikmesriikides kehtivad sigarettide aktsiisimäärad aastaks 2017 vältimaks maksukonkurentsi ning tagamaks rahva tervise kõrgetasemelise kaitse. Direktiivi järk-järguline rakendamine on toonud ja toob ka edasipidi kaasa sigaretiaktsiisi ning sigarettide hindade märkimisväärse tõusu Eestis. Käesolevas magistritöös on empiirilise analüüsi käigus hinnatud fikseeritud ja proportsionaalse maksumäära mõju maksutuludele. Töö andmestik põhineb kuistel aegridadel ajavahemikus 2009-2013 hõlmates sigarettide maksunäitajate kõrval ka mitmeid ajas muutuvaid majanduskeskkonnaga seotud kontrollnäitajaid. Aegridade analüüs vähimruutude meetodil on teostatud statistikapaketis *Gretl*. Regressioonmudeli sõltuvaks muutujaks on sigarettidelt laekuv reaalne aktsiisitulu. Sigaretiaktsiisi fikseeritud ning proportsionaalse määra kõrval kontrollitakse sõltumatute muutujatena töötute arvu, reaalsalga muutust, päevade arvuga kohandatud vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu, majandusosalduksid ja reaalsalga impordi. Aegridade analüüs näitab sigaretiaktsiisi fikseeritud komponendi ja töötute arvu negatiivset mõju maksutuludele. Vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arv ning sigaretiaktsiisi proportsionaalse määra muutus väljenduvad empiirilises analüüsis kui maksutululid positiivselt mõjutavad tegurid. Reaalsalga muutuse, impordi ning majandusosalduksid mõju sigarettidelt laekuvale maksutulule ei suudeta käesolevas töös tõestada.

Märksõnad: sigarettide aktsiisi laekumine, kahekomponendiline maksustruktuur, ökonomeetriselise mudeli modelleerimine, vähimruutude meetod, aegridade analüüs.

SISSEJUHATUS

Sigaretide aktsiis on kogu ulatuses riigieelarvesse laekuv kaudne spetsiaalne tarbimismaks, millega maksustatakse konkreetset kaubagrupi ja mille ülesandeks on moonutada aktsiisiobjektiks oleva toote hinda selliselt, et väheneks sigarettide kättesaadavus ja atraktiivsus tarbija jaoks. See, kui suures ulatuses sigarettide tarbimine ja levik kasvava trendiga aktsiisimäärade kehtestamise tingimustes väheneb, sõltub nõudluse ja pakkumise hinnaelastsustest. Majandusteooriast ja empiirilistest uuringutest tulenevalt on sigarettide nõudlus tänu nimetatud kaubagrupi asenduskaupade puudumisele ja sõltuvust tekitavale toimele hinnatud olema mitteelastne. See tähendab, et hinnamõju sigarettide tarbimisele on väike, kuna sigarettide hinna protsentuaalne muutus ületab nõutava koguse protsentuaalset muutust. Lisaks ülalmainitud mittefiskaalsele tarbimist piiravale eesmärgile on sigaretiaktsiisi täita ka oluline riigieelarve tuludesse panustav fiskaalne eesmärk. Mitteelastse nõudlusega sõltuvustoodete tarbimine on enamasti piisavalt ulatuslik kindlustamaks riigile arvestatavas mahus maksutulused ka aktsiisist põhjustatud hinnatõusu tulemusena.

Euroopa Nõukogu direktiivi 2011/64/EL kohaselt kehtib Euroopa Liidu liikmesriikides sigarettide maksustamisel kahekomponendilise aktsiisi rakendamise kord. Nimetatud kahekomponendilise maksustruktuuri elementideks on toote ühiku alusel arvutatav fikseeritud määr ning sigarettide kehtivast käibemaksuga jaehinnast leitav proportsionaalne määr. Direktiivis on sätestatud üldised printsiibid sigarettidele kehtestatava aktsiisi struktuuri ja määrade liiduvaheliseks ühtlustamiseks, et tagada rahva tervise kõrgetasemelise kaitse ja vältida maksukonkurentsi. Direktiivi järk-järguline rakendamine on kaasa toonud Eestis kehtivate aktsiisimäärade ning sigarettide hindade märkimisväärse tõusu ja lähtudes uue valitsuskolitsiooni tegevuskavas sätestatust on sigarettide aktsiisimäära tõusu oodata ka järgnevatel aastatel. Riigieelarve tulude kasvu soodustava sigaretiaktsiisi tõusu taustal on käesoleva magistritöö autor seadnud eesmärgiks leida sigaretiaktsiisi riigieelarvesse laekumist mõjutavad olulisemad tegurid ja muuhulgas hinnata kahekomponendilise maksustruktuuri fikseeritud ja proportsionaalse määra eraldiseisvat mõju Eesti valitsuse maksutuludele.

Töö eesmärgist tulenevalt on vajalik täita järgmised uurimisülesanded:

1. Tutvuda varasemalt läbiviidud sigarettide aktsiisi laekumist käsitlevate empiiriliste analüüsidega ning töötada läbi sigarettide aktsiisiga maksustamist käsitlev erialane kirjandus. Eesmärk on tuua välja peamised valdkonna spetsiifilised teoreetilised seisukohad ja võrrelda neid empiiriliste järeldustega.
2. Tutvuda sigarettide maksustamise aluseks oleva seadusandliku raamistikuga Euroopa Liidu liikmesriikides.
3. Koguda iseseisvaks empiiriliseks analüüsiks vajalikud andmed ja tasandada need aegridade ökonomeetriliseks modelleerimiseks sobilikule kujule.
4. Teostada ökonomeetiline aegridade analüüs vähimruutude meetodil kontrollimaks püstitatud majandusteoreetiliste hüpoteeside paikapidavust.

Autor on seadnud hüpoteesideks, et täiendava aktsiisitulu laekumiseni viivad reaalpalga suurenemine, ringluses olevate sigaretipakkide arv ning sigaretiaktsiisi proportsionaalse määra, tarbijate kindlustunde ja impordi kasv. Seevastu töötute arvu ja sigaretiaktsiisi fikseeritud määra tõus toovad teoreetiliste eelduste kohaselt kaasa maksutulude laekumise vähenemise, kuna fikseeritud määral on sigarettide hindadele suurem mõju, mis koos töötute arvu suurenemisest tingitud sissetulekute vähenemisega avaldavad tarbimisele ja seeläbi maksutuludele negatiivset mõju.

Käesolev magistritöö koosneb kolmest peatükist, millest esimeses on keskendunud üldisemalt tubakatoodete tarbimisele ja maksustamisele majandusteoorias. Vaatluse all on tubakatoodete olemus, nõudluse hinnaelastsus, sigarettidele kehtestatav aktsiis ning maksukoormuse jaotumine aktsiisi kehtestamise tulemusel. Majandusteoreetiliste seisukohtade kõrval on töö esimeses peatükis esitatud ka varasemalt läbiviidud sigarettide tarbimist ja maksukoormuse jaotumist käsitlevad empiiriliste uuringute tulemused. Teises peatükis on antud ülevaade tubakatoodete aktsiisiga maksustamise Euroopa Liidu sisestest seadusandlikest alustest ning sigarettide aktsiisi kahekomponendilisest maksustruktuurist. Täiendavalt on vaatluse all Eesti Vabariigis kehtivad aktsiisid koos kõnealuse sigarettide aktsiisiga. Kolmandas peatükis on antud teoreetiline ülevaade ökonomeetrilise mudeli ja aegridade analüüsi olemusest ning põhjendatud mudelis modelleeritavate näitajate valikut. Teostatud on empiiriline analüüs hindamaks töötute arvu, reaalpalga, vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu, reaalse fikseeritud ja proportsionaalse sigaretiaktsiisi määra, impordi ning majandusalusaldusindeksi mõju riigieelarvesse laekuvale sigarettide reaalsele

aktsiisitulele. Nimetatud muutujate mõju laekuvale maksutulule on hinnatud vähimruutude meetodil kuiste andmete alusel aastatel 2009 – 2013, kusjuures perioodi näitajateks olevaid maksutulu ja vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu on kohandatud päevade arvuga kuus. Autori isiklik panus avaldub eelkõige töö viimases peatükis. Käesolevas töös on andmete töötlemiseks kasutatud tarkavarapaketti *MS Excel* ning empiiriline analüüs on läbiviidud vabavarana kasutatava statistikapaketiga *Gretl*.

1. TUBAKATOODETE TARBIMINE JA MAKSUSTAMINE MAJANDUSTEOORIAS

1.1. Tubaka- kui sõltuvustoote majanduslikud mudelid

Tubakatoode on kas täielikult või osaliselt tubakast valmistatud toode suitsetamiseks, närimiseks, imemiseks või ninna tõmbamiseks ja see erineb oluliselt mitmetest teistest tarbitavatest toodetest. Tubakatooted rühmitatakse suitsetatavateks ja suitsuvabadeks tubakatoodeteks. Suitsetatavate tubakatoode liigid on sigar, sigarillo, sigaret ja suitsetamistubakas ning suitsuvabade tubakatoode liigid on närimistubakas ja muu tubakatoode, mille eesmärgipärasel tarvitamisel ei teki suitsu. (Tubakaaktsiisi seadus) Tubakatoode eripära seisneb nende tarbimise mittevajalikkuses, tarbimisega kaasnevates ulatuslikes sotsiaalkuludes ja tubakatoodes sisalduva nikotiini sõltuvust tekitavas mõjus. Nikotiini sõltuvuslik toime on põhjus, miks nii mõnigi varasema aja majandusteoreetik on kahtluse alla seadnud tubakatoode sobivuse traditsiooniliseks majandusanalüüsiks. Jon Elster on oma monograafias väitnud, et sõltuvuse all kannatavad invidiidid ei ole piisavalt ratsionaalsed mõistmaks tubakatoode tarbimise kahjulikkust ja sellest tulenevalt me antud kontekstis majandusteaduse fundamentaalseks lähtekohaks olevast indiviidide ratsionaalsete valikute eeldusest rääkida ei saa (1979, 408). Uuema aja majandusteadlased nii kategooriliselt indiviidide ratsionaalsust tubakatoode tarbimisel ei välistaks ning on tubakatoode tarbimismustrite mõistmise lihtsustamiseks välja töötanud kolm sõltuvustoode majanduslikku mudelit. Nendeks on mittetäielikult ratsionaalse sõltuvuse, lühinägeliku sõltuvuse ja ratsionaalse sõltuvuse mudel. Mittetäielikult ratsionaalse sõltuvuse mudel eeldab, et tubakatoode hinnatõus toob kaasa tarbimise lühiajalise vähenemise, kuid pikal perioodil naaseb tarbimine taas oma esialgsesse seisundisse. Lühinägeliku sõltuvuse mudeli kohaselt avaldavad tubakatoote hind ja tarbijate sissetulek mõju küll suitsetama hakkamisele, kuid tänu kindlaks kujunenud sõltuvusmustritele kipuvad juba tubakatooteid tarvitavad invidiidid

ignoreerima nii terviseiga seonduvaid kui ka rahalisi tuleviku kulutusi. Kolmas, ratsionaalse sõltuvuse mudel, vaidleb aga vastu väitele, et suitsetajad käituvad lühinägelikult ega arvesta suitsetamisega kaasnevate eeldatavate kuludega. Ratsionaalse sõltuvuse mudeli kohaselt on tubakatoodete tarbijad suutelised tegema ratsionaalseid valikuid, hinnates oluliste teguritena nii suitsetamisest saadavat lühiajalist kasu, sellest loobumisega kaasnevat emotsionaalset kahju kui ka tekkivaid rahalisi ja mitterahalisi kulusid. (Chaloupka, Warner 2000) Kindlasti on oma osa valikute tegemisel ka sellel, kui kõrgelt hinnatakse lühiajalisest suitsetamisest saadavat kasu võrreldes suitsetamisest loobumisega kaasneva pikaajalise kasuga. Seega võib väita, et vaatamata tubakatoodete sõltuvust ja kahju tekitavale mõjule, on tegemist siiski kaubaga, mille nõudlus vastab sarnaselt teiste toodetega nii hinna, sissetulekute, kui ka tarbija eelistuste muutusele.

1.2. Kauba nõudlus ja nõudlusseadus

Nõudlus on seos hüvise hinna ja selle koguse vahel, mida tarbijad antud ajaperioodil soovivad ja suudavad osta. Kauba hinna ja nõutava koguse vaheline seos on omandanud majandusseaduse staatuse. Nõudlusseaduse kohaselt on kauba hind ja nõutav kogus antud ajaperioodil pöördvõrdeliselt seotud. See tähendab, et madalama hinna korral ostavad tarbijad seda kaupa rohkem kui nad ostaksid kõrgema hinna korral. Nõudlusseaduse definitsioon sisaldab aga *ceteris paribus* nõuet, mis kujutab endast eeldust, et teised tingimused jäävad samaks. Antud juhul tähendab see, et teiste kaupade hinnad jäävad samaks. Kui näiteks kauba A hind tõuseb, teiste kaupade hinnad aga mitte, siis muutub kaup A suhteliselt kallimaks. Ostjad püüavad seda kaupa (A) asendada teiste, odavamate kaupadega. Taolist nähtust nimetatakse kauba hinna muutuse asendusefektiks. Kui aga kõigi kaupade hinnad muutuksid ühepalju, siis hinna suhtelist muutust ega asendusefekti ei eksisteeriks. (Hindriks, Myles 2006)

Kauba nõudlust mõjutavateks teguriteks on tarbijate maitse, eelistused, arv, ootused, tarbijate sissetulek ning alternatiivsete kaupade hinnad. Sissetuleku kasvades suudavad ja soovivad tarbijad osta rohkem kaupa igal hinnatasemel. Ühtlasi tähendab sissetulekute kasv ka seda, et tarbijatel on võimalus sama kaubakoguse eest maksta kõrgemat hinda. Vastupidine efekt kaasneb sissetulekute vähenemisega, mil nõutav kogus väheneb iga hinnataseme korral.

Vastavalt sellele, kuidas teatud kauba nõudlus muutub inimeste sissetulekute muutudes jagatakse kaubad (Varian 2010, 98):

- 1) normaalkaupadeks ja;
- 2) väheväärtuslikeks (inferioorseteks) kaupadeks.

Normaalkaupade nõudlus kasvab, kui tarbijate sissetulek kasvab. Sellesse kategooriasse kuulub enamik kaupu. Normaalkaupu võib omakorda jagada esmatarbekaupadeks ja luksuskaupadeks. Sissetuleku kasvu ja nõutava koguse suurenemise vaheline sõltuvus on kõige tugevam just nimelt luksuskaupade puhul. Luksuskaup on toode, mida inividid esmaste vajaduste rahuldamiseks reaalselt ei vaja ning milleta on võimalik sissetulekute languse tingimustes hakkama saada. Inferioorsete kaupade nõudlus aga väheneb kui sissetulek kasvab, sest suurenenud sissetulek võimaldab üle minna normaalkaupade tarbimisele ja loobuda väheväärtuslike kaupade ostmisest. (Ibid.)

Teiste kaupade hinnad mõjutavad nõudlust seetõttu, et mingit vajadust saab rahuldada mitme erineva kauba abil ja need kaubad võivad üksteist vajaduse korral asendada. Ühe kauba hinna tõustes hakkavad inividid eelistama teist, odavamat kaupa ja vastupidi. Mida rohkem ja mida lähedasemaid asenduskaupu saadaval on, seda suurem on antud kauba nõudluse hinnaelastsus. See tähendab, et nimetatud kaupade puhul on nõutava koguse protsentuaalne muutus suurem kui kauba hinna protsentuaalne muutus. Seega, mida suurem on toote hinnamuutuse mõju tarbimisele, seda elastsem on nimetatud toote nõudlus. Nõudluse hinnaelastsust mõõdetakse koefitsiendiga E . Kui nõudluse hinnaelastsuse koefitsiendi E absoluutväärtus on suurem ühest (>1), on nõudlus elastne. Olukorras, kus hinnamõju toote tarbimisele on väike või olematu, saame rääkida vastavalt mitteelastsest või täielikult mitteelastsest ehk alaelastsest nõudlusest. Alaelastse nõudluse tingimustes on nõudluse hinnaelastsuse koefitsiendi E absoluutväärtuseks null ($=0$) ning mitteelastse nõudluse korral on vastava koefitsiendi väärtus väiksem ühest (<1). Mitteelastne kauba nõudlus iseloomustab hädavajalikku laadi asendamatu tooteid nagu näiteks meditsiiniteenuseid, ravimeid ning teatud toiduaineid. Mitteelastse nõudlusega toodeteks on ka enamik aktsiisikaupu. Selliste asendamatu toodete nagu tubaka, alkoholi ja energia lähedaste asenduskaupade puudumine tähendab, et nimetatud toodete nõudlus on jäik ja seetõttu püsib nende tarbimine kõrge ka aktsiisist põhjustatud hinnatõusu tulemusena (Cnossen 2005, 3).

1.2.1. Sigarettide nõudluse elastus

Käesolevas töös vaatluse all olev tubakatoodete oluliseima kategooria, sigarettide, aktsiisiga maksustamine omab tänu nimetatud aktsiisiobjektide nõudluse mitteelastsusele majanduslikku põhjendust. Maailma Terviseorganisatsioon on hinnanud Euroopa Liidu liikmesriikide sigarettide nõudluse hinnaelastsuse vahemikuks $-0,25$ kuni $-0,50$. Nimetatud hinnangu absoluutväärtus viitab selgelt sigarettide mitteelastse nõudluse eksistentsile ja tagab arvestatava maksutulude laekumise ka sigarettide 10%-lise hinnatõusu tingimustes. (The demand...)

Vaatamata eelmainitud sõltuvustoote küllaltki väheelastsele nõudlusele täidab sigarettide aktsiisiga maksutamine lisaks fiskaalsele eesmärgile ka teatavat tarbimise vähendamise ja kasutamise lõpetamisega seonduvat mittefiskaalset eesmärki. Sigarettidele kehtestatava aktsiisimäära tõstmisega kaasneb enamasti sigarettide tarbimise vähenemine, sest kõrgem aktsiis tingib suitsetajate kõrgendatud huvi vähendada suitsetamisega seonduvaid tarbimiskulutusi. Märkimisväärne osa suitsetajatest minimeerib sõltuvustoote tarbimisega seonduvaid kulutusi suitsetamisest loobumise või tarbimise vähendamise (Chaloupka, Warner 2000). Suur osa indiviididest muudab aga eelmainitud kulutuste vähendamise eesmärgil suitsetamisega seonduvat käitumismustrit, lülitades kallimate sigaretibrändide tarbimiselt odavamatele või madalama nikotiini ja tõrva sisaldusega sigarettidelt vastavalt rohkem nikotiini ja tõrva sisaldavate sigarettide tarbimisele (Cebula *et al* 2011). Hinnamõju tarbimisharjumustele ei ole küll märkimisväärne, kuid teatav hinnatõusule järgnev mõõdukas langus nii suitsetavate inimeste osakaalus kui ka tarbitavate tubakatoodete arvus ja ulatuses on empiiriliste uuringute alusel selgelt adresseeritav. (Tax, price...) Sigarettide aktsiisiga maksustamise positiivse mittefiskaalset eesmärki täitva aspektina on S. Cnossen välja toonud ka kõrge hinnast tingitud ennetava mõju noorte suitsetama hakkamisele (2005, 3). Noored on hinnatundlikumad ja aktsiisi kehtestamise tarbimist piiravale funktsioonile vastuvõtlikumad. Grossman *et al* on kuni 25-aastaste noorte sigarettide nõudluse hinnaelastsuse vahemikuks hinnanud $-0,74$ kuni $-1,20$ (1993, 216). Gallet *et al* leidsid aga teismeliste nõudluse hinnaelastsuseks olevat $-1,43$, kusjuures täiskasvanute puhul hinnati sama näitaja koefitsiendiks $-0,32$ (2003, 828). Aktsiisi kehtestamise tarbimist piiravale funktsioonile on vastuvõtlikumad ka madalamast sotsiaalsest klassist indiviidid. Arenenud riikides läbiviidud sigarettide nõudluse elastsust käsitlevad uuringud on tõestanud, et

haritumad ja vanemad inimesed on tundlikumad nii suitsetamise pikaajalist mõju puudutava informatsiooni kui ka sõltuvustoote hinnatõusu osas. Pikal perioodil on sigarettide nõudluse elastsuseks hinnatud -0,78, mis on kõrgem kui lühiperioodil, mil nimetatud koefitsiendiks on vastavalt -0,35. Pika perioodi kõrgem hinnaelastsus on tingitud asjaolust, et inividid kohanevad aja jooksul hinnamuutustega ja eeldatavasti vähendavad oma edasist tarbimist. Madalama haridustasemega inividid on jällegi vähem tundlikud suitsetamisega kaasnevat mõju puudutavale informatsioonile ning suhteliselt enam tundlikud hinnamuutustele. (Becker *et al* 1994) Lisaks jaehinnale, inividide vanusele ja haridustasemele on sigarettide nõudlust mõjutavaks oluliseks teguriks ka tarbijate sissetulek. Sissetulekute suurenemise tingimustes kasvab ka tarbimine teatud tasemeni, kuid osakaal sissetulekust, mis sigarettidele kulutatakse, on kõrgema sissetulekuga inivididel väiksem. Madalama sissetulekuga inividide maksukoormus on suurem, sest madalamad detiilid maksavad suhteliselt enam aktsiisi võrreldes nende tarbimiskulutustega. (Maksustamine ning...) Sellegipoolest on nad võrreldes kõrgema sissetulekuga inivididega hinnatundlikumad ja tõenäosus, et aktsiisist põhjustatud hinnatõus toob kaasa suitsetamisest loobumise või tubaka tarbimise vähenemise, on madalama sissetulekuga isikute puhul suurem.

Pakkumispoolsetest teguritest avaldab sigarettide tarbimisele mõju eeskätt illegaalsete tubakatoodete jaehind ja kättesaadavus ning naaberriikides kehtiv tubakatoodete hind (Moore *et al* 2006). Muutes aktsiisimääraga sigarettide jaehinda võib legaalne tarbimine kas tõusta või langeda, sõltudes sigarettide hinnaelastsusest ja ka sellest, kui suur on maksu osakaal hinnast. Eestis on Konjunktuuriinstituudi poolt 2012. aastal läbiviidud tarbijaküsitluse kohaselt salasigarette suitsetajate osakaal aasta-aastalt kasvanud. Salasigarette ostjate osakaal on keskmisest kõrgem muust rahvusest, 30-64 aastaste, meeste ja madalama haridustasemega suitsetajate hulgas. Võrreldes leaalsete sigarettidega on salasigarette hind küll odavam, kuid tegelikkuses on mõlema hinnavahe aja jooksul vähenenud. (Illeaalsete...) Pakkumispoolsete tegurite kontekstis on äärmiselt oluline roll ka riigi poolt kehtestatavatel meetmetel, mis täidavad eeskätt aktsiisipoliitika fiskaalset eesmärki, piirates illegaalset turgu ning maksukonkurentsi. Piiriülene kauplemine, salakaubandus ning pettused on kõrgete sigaretiaktsiisi määradega kaasnevad peamised probleemid. Organiseeritud kuritegevus saab kasu aktsiisimääradest, mis on kõrgemad kui riik on võimeline haldama ning tarbija suuteline maksta. Selleks, et vältida sigaretiaktsiisi tõusuga kaasnevat leaalsete kaubanduse langust, oleks vaja muuta liikmesriikides sigarettide salakaubaveoga seotud karistused karmimaks,

tugevdada Euroopa Liidu piirikontrolli kolmandate riikidega ning mõjutada tarbijaid ostma legaalseid tubakatooteid. Nimetatud tegevused on tihedalt seotud aktsiisimäära muutusega ja peaksid toimuma vahetult koos aktsiisimäära tõstmisega, et muuta maksude vältimine võimalikult väheatraktiivseks. (Sunley *et al* 2000)

1.3. Sigarettide aktsiis kui fiskaalset eesmärki täitev kaudne tarbimismaks

Maks on seadusega või seaduse alusel valla- või linnavolikogu määrusega riigi või kohaliku omavalitsuse avalik-õiguslike ülesannete täitmiseks või selleks vajaliku tulu saamiseks maksumaksjale pandud ühekordne või perioodiline rahaline kohustus, mis kuulub täitmisele seaduse või määrusega ettenähtud korras, suuruses ja tähtaegadel ning millel puudub otsene vastutasu maksumaksja jaoks (Maksukorralduse seadus, § 2). Maksude klassifitseerimine toimub lähtuvalt maksu tüübist, majanduslikust sisust või valitsussektori tasandist, kuhu maks laekub. Eristatakse kaudseid ja otseseid makse, tarbimis-, tööjõu- ja kapitalimakse ning lisaks riiklikke ja kohalikke makse. Sigarettide aktsiisi näol on tegemist täies ulatuses riigieelarvesse laekuva riikliku maksuga, mis maksutüübist lähtuvalt kannab kaudse maksu nimetust. Kaudsed maksud erinevad otsestest selle poolest, et maksumaksja ja maksukandja ei lange kokku. See tähendab seda, et maksukoormust kannab lõpptarbija, kes kasutab aktsiisikaupa ettevõtlusväliselt, kuid maksu koguvad ja maksjad on ettevõtjad, kes sigarette toodavad või impordivad (Lehis 2007). Majanduslikust sisust lähtuvat on sigarettide aktsiis spetsiaalne tarbimismaks, millega maksustatakse konkreetset kaubagrupi ja mille ülesandeks on moonutada aktsiisiobjektiks oleva toote hinda selliselt, et väheneks sigarettide kättesaadavus ja atraktiivsus tarbija jaoks.

Sigarettide maksustamisel on kolm põhieesmärki – fiskaalne, tarbimist piirav ja turgu reguleeriv eesmärk. Erinevalt paljudest teistest tarbekaupadest on sigaret eluliselt mittevajalik toode ja selle tarbimisega kaasnevad märkimisväärsed sotsiaalsed kulud. Sigarettide tarbimine põhjustab negatiivseid välismõjusid nii tarbija enese tervisele kui ka kaasinimeste heaolule. Siinkohal võiks näitena tuua suitsetamisest põhjustatud haigustega seotud ravikulud ja passiivse suitsetamise ohvritele põhjustatud kahju. Nimetatud juhtudel ei kannata tarbija tekkinud kulusid ja sestap on õigustatud valitsuse sekkumine sigarettide tarbimise reguleerimise näol ja aktsiisi kui majanduslikult põhjendatava alternatiivi rakendamine kandmaks tekkinud kulud üle tarbijale. (Grawford *et al* 2010)

Sigaretiaktsiis on riigieelarve täitmise seisukohast heaks potentsiaalse tulu allikaks, kuna sigaretid on lihtsasti identifitseeritavad, nende müügimaht on ulatuslik ning nende tootjaid on vähe, mis omakorda lihtsustab maksukogumist. Sigarettidele kehtestatavast aktsiisist põhjustatud hinnatõus mõjutab tarbijapoolset kogunõudlust vähe ja tagab seega piisava aktsiisitulu laekumise riigieelarvesse ka aktsiisist põhjustatud hinnatõusu tulemusena. Sigarettide, kui küllaltki mitteelastse kaubagrupi aktsiisiga maksutamist õigustab ka majandusteoorias tuntud Ramsey reegel, mille kohaselt peab kaubale kehtestatav efektiivne maksumäär olema vastupidiselt seotud kauba nõudluse elastsusega. (Gentry 1999, 307) Seega selleks, et hoiduda tootjate ja tarbijate maksude vältimiseks tehtavatest ebaefektiivsetest tootmis- ja tarbimisotsustest, on otstarbekas maksustadagi just mitteelastse nõudlusega kaupu.

Vaatamata aktsiisimäära tõstmisest tingitud teatavale langusele nii suitsetavate inimeste osakaalus kui ka tarbitavate tubakatoodete arvus ja ulatuses on mitmete empiiriliste uuringute käigus tõestatud, et sigarettide hinnatõusust põhjustatud tarbimise vähenemine pole piisav avaldamaks aktsiisitulu laekumisele negatiivset mõju. Chiles *et al* läbiviidud uuringu hinnangute alusel põhjustab sigaretiaktsiisi ühesedine tõus küll müügikoguse languse 32,8 miljoni sigaretipaki võrra, kuid panustab hoolimata sellest 4,2 miljardi dollari suurusesse maksutulu tõusu (1993, 11). Taoliste järeldustele jõudsid ka Farrelly ja Nimsch väites, et 70-sendine sigaretiaktsiisi tõus suurendab *ceteris paribus* eeldustel maksutulu küll 2,9 miljardi dollari võrra, kuid ka aktsiisist põhjustatud sigarettide hinnatõusule järgneva tarbimise languse tingimustes võib täiendav aastane maksutulu küündida 2,6 miljardi dollarini. Eelmainitud autorite sõnul peaks sigarettide tarbimise vähenemine ulatuma 80%-ni selleks, et 70-sendine aktsiisitõus avaldaks maksutuludele negatiivset mõju. (2003, 7-8)

1.4. Maksuintsidents

Maksuintsidentsiks nimetatakse maksukoormuse jaotumise analüüsi. Maksuintsidentsi analüüsi olulisus tuleneb seadusliku ja majandusliku intsidentsi võimalikust erinevusest. Seadusejärgne või seaduslik maksuintsidents tuleneb maksuseadustest, kuid tegelikkuses võib tekkida olukord, kus maksumäära tõstmisel ei kanna maksukoormust mitte seadusejärgne maksumaksja, vaid toimub maksu ülekandumine. Maksu ülekandumisel on eristatavad maksu edasikandumine, mille korral lükkavad tootjad maksukoormuse hindade tõstmisega tarbijate kanda, ja maksu tagasikandumine, kus tootjad ostavad tarnijatelt odavama hinnaga kaupu,

lükates maksukoormuse tarnijate kanda. Maksu ülekandumise võimalused sõltuvad erinevatest elastsustest, aga ka maksubaasi mobiilsusest. Käesoleva töö taustal, kus vaatluse all on küllaltki mitteelastse nõudlusega kaubagrupp, saame maksuintsidentsi seisukohast lähtuvalt rääkida tootjale kehtestatud maksu ülekandumisest tarbijale. Kas ülekandumine on täielik või osaline sõltub sellest kui võrd mõjutab sigarettide aktsiisist põhjustatud hinnatõus tarbijapoolset nõudlust kui üldse. Seega, kui seadusejärgselt on maksukoormuse kandjaks tootja, siis täielikult mitteelastse nõudluse korral on seadusejärgse maksuintsidentsi kõrval eristatav majanduslik maksuintsidents, milles maksukoormus kandub täielikult üle tarbijale. Olukorras aga, kus hinnad on muutumatud võrdub seadusejärgne maksuintsidents majandusliku ehk lõpliku maksuintsidentsiga. Täielikult elastse nõudluse puhul puudub tootjal võimalus hinda tõsta ning tarbijale kehtestatud maks kandub täielikult üle tootjale. Kui ülal selgitatu teoreetiliselt kokku võtta, võib maksuintsidentsi puhul eristada kolme kehtivat põhireeglit (Tax Incidence and...):

1. Maksuseaduses sätestatud koormus ei näita, kes tegelikult maksukoormust kannab, mistõttu eristatakse seadusejärgset ehk esmast ja majanduslikku ehk lõplikku maksuintsidentsi.
2. Maksukoormuse jaotus ei sõltu sellest kummale osapoolle maks kehtestatakse.
3. Mitteelastsem turu osapool kannab suurema osa maksukoormusest, kusjuures toodetele, millel on palju asendustooteid või millele nõudlus on mingil muul põhjusel väga hinnatundlik, jäävad kehtestatud maksud pakkujate kanda.

Olukorras, kus seaduslik intsidents lasub tootjal, kaasneb sigarettidele aktsiisi kehtestamisega tootja tootmiskulude suurenemine kehtestatud maksu võrra ja pakkumise vähenemine. Sigarettide tasakaaluhind tõuseb, nõudluseadust arvesse võttes nõutav kogus langeb ja tekib uus tasakaalukogus. Maksukoormuse jagunemine turuosaliste vahel sõltub suuresti sellest kui palju sigarettide hind aktsiisi tõttu muutub. (Fullerton, Metclaf 2002) Nagu ka eelpool öeldud, sõltub aktsiisi mõju tasakaaluhindadele- ja kogustele nõudluse ja ka pakkumise elastsustest. Mida elastsem on pakkumine ja väheelastsem on nõudlus, seda rohkem hind kasvab. Mida mitteelastsemad on nii nõudlus kui pakkumine, seda väiksem on koguse langus. Sellest tulenevalt sõltub majanduslik ehk lõplik maksuintsidents nii toodete kui teguriturudel nõudluse ja pakkumise elastsusest. Lisaks eelmainitud mitteelastsele nõudlusele kannab tarbija täielikult maksukoormuse ka olukorras, kus sigarettide pakkumine on täielikult elastne. Tootjal lasub absoluutne maksukoormus aga siis, kui nõudlus on täielikult elastne või

sigarettide pakkumine täielikult mitteelastne ja seda sisenemis- ja väljumisbarjäärideta absoluutse konkurentsituuringimustes. (Kenkel *et al* 2013)

Sigaretitööstus on oligopol, mida iseloomustab väike arv vastastikus sõltuvuses olevaid tootjaid, kes omavahel konkureerivad. Sigarettide tootjad müüvad oma toodangu hulgi müüjatele, kes müüvad aktsiisiga maksustatud kauba edasi jaemüüjatele. Kuna jaemüüjaid on palju jagavad nad üksteisega ligilähedaselt täiusliku konkurentsituuringimusi. Nimetatud tingimustes kipuvad sigarettide tootjad sigarettidele kehtestatava maksumäära tõusu üle kandma tarbijatele, suurendades teinekord kasumimarginaalide tõstmise eesmärgil toote hinda rohkem kui seda on maksumäära muutus. Kuna tubakatoodete üldine tarbimise levik näitab aasta-aastalt üha suuremat langustrendi, hoolivad sigarettide tootjad eelpool nimetatud stsenaariumi kohaselt kõrgest hinnast põhjustatud tulevaste potentsiaalsete tarbijate kaotusest vähe ja soovivad sõltuvuses olevate indiviidide tänase tarbimise kaudu teenida võimaliku maksimaalse tulu. (Barnett *et al* 1992) Ameerika Ühendriikides läbiviidud uuringud on üks-üheselt kinnitanud, et majandusagentide vaheline maksukoormuse jaotumine on vastavalt kõrgema või madalama sigarettide aktsiisimääraga osariikides erinev. Matthew Harding *et al* jõudis oma uuringus tulemuseni, mis kinnitas, et indiviidide puhul, kes elavad madalama sigarettide aktsiisimääraga osariigile lähemal või osariigis sees on majanduslik intsidents väiksem kõrgema aktsiisimäärade kehtestanud osariigi elanikest (2012, 177). Olulised järeldused saab siinkohal teha ka indiviidide sotsiaalmajanduslikust taustast või maksude vältimist võimaldavatest teguritest põhjustatud maksukoormuse jaotumisest. Kui indiviididel on võimalik sigarettide tarbimisega kaasnevat aktsiisi kohustust vältida näiteks alternatiivkaupade tarbimise või piiriülese kauplemise näol, lasub maksukoormus suures osas ainuüksi tootjatel. Ka olukorras, kus indiviididel puudub kas keskharidus või vastupidiselt on saavutatud kõrgharidus, kannab tänu nimetatud haridustasemega indiviidide suuremale sigarettide nõudluse hinnaelastsusele lõviosa maksukoormusest siiski tootja. (Ibid.)

2. SIGARETTIDE MAKSUSTAMINE EUROOPA LIIDUS

2.1. Euroopa Liidus kehtiv tubakatoodete maksustamise kord

Euroopa Liidus reguleerib tubakatoodete aktsiisiga maksustamist Nõukogu direktiiv 2011/64/EL, mille eesmärgiks on tagada Euroopa Liidu siseturu nõuetekohane toimimine ning rahva tervise kõrgetasemeline kaitse. Direktiivis on sätestatud üldised printsiibid tubakatoodetele kehtestatava aktsiisi struktuuri ja määrade liiduvaheliseks ühtlustamiseks. Euroopa Liidu siseturu nõuetekohase toimimise tagamiseks on oluline, et tarbimist mõjutav tubakaaktsiis ei moonutaks konkurentsitingimusi ega takistaks toodete liikmesriikide vahelist vaba liikumist. (Council Directive...) Üheks keskseks tubakaaktsiisi puudutavaks probleemiks on läbi aegade olnud siseturu toimimist pärssivad märkmisväärsed hinna ja aktsiisimäärade Euroopa Liidu liikmesriikide vahelised erinevused, ja seda eriti tubakatoodete oluliseima kategooria – sigarettide puhul. Aktsiisimäärade erinevustest tingitud pettused ja salakaubavedu kahjustavad aktsiisi poolt mõjutatud hinnatasemeid ja takistavad aktsiiside kehtestamisega seonduvate mittefiskaalsete tarbimist piiravate eesmärkide saavutamist. Olukorra parandamiseks on äärmiselt tähtis, et toimuks tubakatoodete maksubaasi üleliiduline ühtlustumine ning sarnaste toodete võrdsetel alustel maksustamine.

Euroopa Liidu liikmesriikides toodetud ja/või kolmandatest riikidest imporditud sigarettid peavad Nõukogu direktiivi alusel olema maksustatud kahekomponendilise aktsiisiga. Kehtiva aktsiisiga maksustamise struktuuri komponentideks on toote ühiku alusel arvutatav eriaktsiis ehk tubakaaktsiisi fikseeritud osa ning proportsionaalselt sigarettide kehtivast käibemaksuga jaehinnast leitav väärtuseline aktsiis, mis muuhulgas võib, kuid ei pruugi sisaldada ka tollimaksu. Maksustruktuuri harmoneerimiseks peab sigarettide aktsiisi fikseeritud ja propotsionaalse määra ning käibemaksu summa olema igas liikmesriigis kindlaks kujunenud selliselt, et kehtivad jaehinnad avaldaksid olulist mõju tootjate tarnehindade erinevustele.

Sigaretiaktsiisi tervisealaseid eesmärke rõhutada püüdes kohaldatakse kõigile sigarettidele minimaalset kindlasummalist maksu, mis vähendab Euroopa Liidu odavaimate ja kalleimate sigarettide hinnaerinevust ja muuhulgas soodustab siseturu nõuetekohast toimimist. Alates 2014. aastast peab sigarettide aktsiisi alammäär vastama järgmistele tingimustele (Tobacco...):

1. Aktsiisimäär on 90,00 eurot 1 000 sigareti kohta sõltumata jaehinnast.
2. Aktsiis peab moodustama vähemalt 60% sigarettide kaalutud keskmisest jaehinnast, välja arvatud juhul, kui aktsiisimäär moodustab vähemalt 115,00 eurot 1 000 sigareti kohta.
3. Aktsiisimäär peab koosnema fikseeritud määrast ja proportsionaalsest määrast, kusjuures fikseeritud määr ei tohi olla alla 7,5% ega üle 76,5% kogu maksukoormuse (käibemaks ja aktsiis) summast kokku. Selliselt on liikmesriikidele tagatud suurem paindlikkus kahe aktsiisikomponendi vahelise tasakaalu kindlaksmääramisel riigi sigaretituru iseärasustest lähtuvalt.

Sigaretide kaalutud keskmisest jaehinnast lähtudes on Euroopa Liidu kõige kallimad sigaretid müügil Irimaal, hinnaga 454,50 eurot 1 000 sigareti kohta, mis seab ühe 20 sigaretiga sigaretipaki hinnaks 9,09 eurot. Sigarettide hinnatase kogu Euroopa Liiduga võrreldes on tunduvalt kõrgem ka Suurbritannias, Rootsis, Prantsusmaal, Taanis ja Hollandis. Eestis on sigarettide kaalutud keskmine jaehind 2014. aastal 141,00 eurot 1 000 sigareti kohta, mis on võrreldes teiste Euroopa Liidu liikmesriikidega küllaltki madal. Eestist madalama sigarettide kaalutud keskmise hinnatasemega paistavad silma veel vaid üksikud liikmesriigid – Bulgaaria, Horvaatia, Leedu, Läti, Poola ja Rumeenia. (vt lisa 1) On näha, et sigarettide kaalutud keskmised jaehinnad varieeruvad riigiti suuresti ja lisaks erinevustele riikide üldises hinnatasemes on siinkohal oma osa sigarettidele kehtestava aktsiisi erinevas osakaalus kaalutud keskmises jaehinnas. Sellest tulenevalt on siseturu nõuetekohase toimimise seisukohast oluline tagada Euroopa Liidu liikmesriikides ühtsed kehtivad aktsiisimäärad.

Mitte sigarettideks klassifitseeruvate sigarite, sigarillode ning muu suitsetamistubaka puhul on kõige efektiivsemaks siseturu toimise eesmärgi saavutamist soodustavaks viisiks protsendina väljendatava miinimumaktsiisi kehtestamine. Nõukogu direktiivi artikkel 14 punkt 2 kohaselt peab sigarite ja sigarillode koguaktsiis moodustama vähemalt 5% toote jaehinnast või 12,00 eurot 1 000 üksikobjekti või kilogrammi kohta. Muule suitsetamistubakale kehtestatav aktsiis peab moodustama vähemalt 20% toote

jaehinnast või 22,00 eurot muu suitsetamistubaka kilogrammi kohta. Sigarettideks keeratava suitsetamistubaka hetkel kehtivaks aktsiisimääraks on 43% nimetatud toote jaehinnast või 47,00 eurot toote kilogrammi kohta. Euroopa Liidu tubakatoodete maksustamist reguleeriva Nõukogu direktiivi 2011/64/EL kohaselt on sarnaste toodete võrdsetel alustel maksustamise seisukohast oluline, et sigarettideks keeratava suitsetamistubaka aktsiisiga maksustamine muutuks ligilähedaseks tavasigaretide maksustamisega, ja et nimetatud toodetele kehtestatav miinimumaktsiis vastaks sigarettide aktsiisi alammäärale. Maksumäärade üleliiduline ühtlustamine kaotab küll liikmesriikide vahelise maksukonkurentsi, kuid on samaaegselt liigselt koormav hetkel madalama aktsiisimääraga liikmesriikide tubakatoodete jaehindadele. Euroopa Nõukogu direktiivi artikkel 10 punkt 2 kohaselt on Bulgaarial, Eestil, Kreekal, Lätil, Leedul, Ungaril, Poolal ja Rumeenial lubatud ülalnimetatud tingimuste saavutamiseks rakendada nõndanimetatud üleminekuperioodi Euroopa Liiduga ühinemisest kuni 2017. aasta lõpuni (Council Directive...). Üleminekuperioodi kehtivuse ajal peavad nimetatud liikmesriigid järk-järgult suurendama kehtivat aktsiisi ning tagama perioodi lõppedes Euroopa Liidu aktsiisimäära ühtsete tingimuste kehtivuse. Siinkohal olgu öeldud, et lisaks üleminekuperioodi rakendamise õigust omavale Ungarile ei vasta 2014. aasta esimese juuli seisuga ka Tšehhi Vabariigis, Horvaatias ja Luksemburgis sigarettidele kehtestatud aktsiis Nõukogu direktiivis nõutavale 60%-le. Ka Itaalias moodustab sigarettidele kehtestatud aktsiis vaid 58,13% kaalutud keskmisest jaehinnast, kuid seevastu on sealne minimaalne aktsiisimäär 144,65 eurot 1 000 sigareti kohta (Excise Duty...).

Lisaks aktsiisimäärade ja maksubaasi ühtlustamisele on ootuspäraselt toimiva siseturu seisukohast äärmiselt oluline ka tubakaaktsiisi kogumise reeglistiku ühtsus. Euroopa Liidu liikmesriikides kogutakse tubakaaktsiisi peamiselt maksumärgi alusel. Maksumärk on aktsiisikaubale või selle müügipakendile kinnitatav erilistele turvanõuetele vastav eritunnus, mis tõendab aktsiisi maksmist (Tubakaaktsiis...). Kui riik kasutab aktsiisi kogumise viisina maksumärki, peab see tootjatele ja vahendajatele kättesaadav olema ka teistes liikmesriikides. Kui aktsiisi kogutakse aga teistel alustel, peab liikmesriik kindlustama, et ükski protsessiga kaasneda võiv administratiivne või tehniline takistus ei avaldaks liikmesriikide vahelisele kaubandusele negatiivset mõju. Nõukogu direktiivi artikkel 17 kohaselt on tubakaaktsiisist vabastatud või juba makstud aktsiis tagastatakse järgmiste toodete puhul: 1) denatureeritud tubakas, mida kasutatakse tööstuslikul või aianduslikul eesmärgil, 2) tubakatooted, mis on hävitatud järelevalveametniku juuresolekul, 3) tubakatooted, mida kasutatakse ainuüksi toote

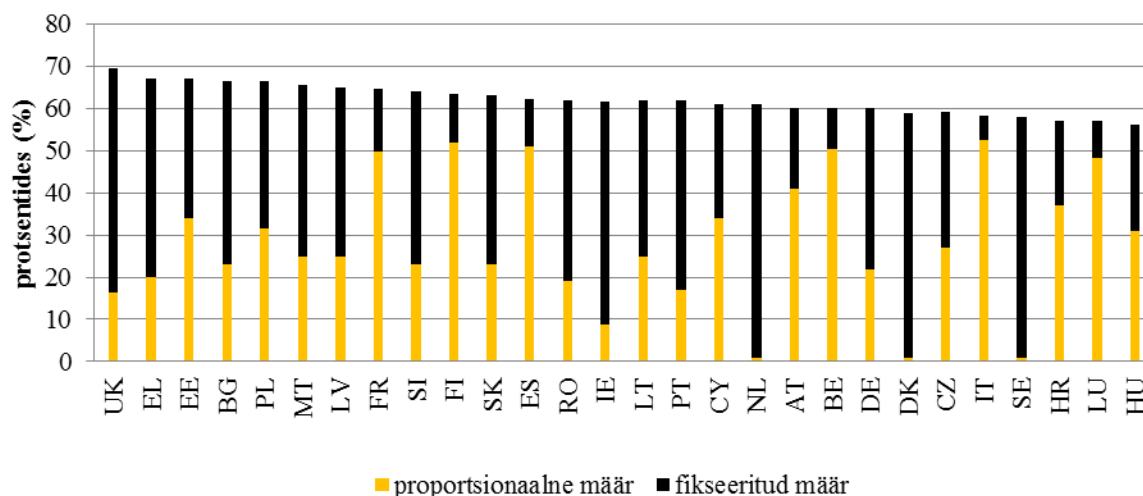
kvaliteedi parendamisesse suunatud teaduslikeks testideks ja 4) tubakatooted, mis on tootja poolt ümbertöödeldud. Tooted, mis ei sisalda tubakat või on täielikult kasutatavad vaid meditsiinilistel eesmärkidel ei ole klassifitseeritavad tubakatoodetena.

2.2. Kahekomponendiline sigarettide aktsiis

Euroopa Liidus kehtib sigarettide maksustamisel kahekomponendilise aktsiisi rakendamise kord. Nagu ka peatükis 2.1. leheküljel 18 mainitud on nimetatud maksustruktuuri elementideks toote ühiku alusel arvutatav eriaktsiis ehk sigarettiaktsiisi fikseeritud osa ning proportsionaalselt sigarettide kehtivast käibemaksuga jaehinnast leitav väärtuseline aktsiis. Sigarettiaktsiisi fikseeritud ja proportsionaalne komponent võivad sigarettide jaehindadele, laekuvale maksutulule ja ringluses olevate sigarettide kvaliteedile ning mitmekesisusele erinevat mõju avaldada. Sigarettiaktsiisi fikseeritud osa ehk eriaktsiisi puhul ei olene maksusumma alushinnast ja seega ei suurenda see odavamate ja kallimate margitoodete vahelist hinnaerinevust. Eriaktsiisi eelistena võib välja tuua ka madalamad administreerimise kulud ning valitsuse parema maksutulule laekumise kontrolli võimaluse. Samas tuleb fikseeritud aktsiisimäära korrapäraselt tõsta, et tagada vastavus inflatsioonile ja sissetulekutega. Väärtuselist aktsiisi ehk kogu sigarettiaktsiisi proportsionaalset osa korrigeeritakse vastavalt inflatsioonile ning maksukohustus suureneb koos hinnatõusuga. Teisalt põhjustab proportsionaalne määr jällegi suuremaid hinnaerinevusi, soodustab hinnaalast konkurentsi ning selle haldus on kulukam, sest arvet tuleb pidada nii eri margitoodete väärtuse kui ka müüdü koguse üle. (Tubaka maksustamine...)

Jooniselt 1. nähtub, et Euroopa Liidu liikmesriikides on kõige suurem aktsiisi osakaal sigarettide kaalutud keskmisest jaehinnast Suurbritannias, Eestis, Kreekas, Maltal, Bulgaarias ja Poolas. Fikseeritud komponendi märkimisväärselt suuremat osakaalu kogu aktsiisist eelistavad Taani, Rootsi, Holland, Iirimaa ja Suurbritannia. Väärtuselisel aktsiisil on suurem osakaal aga Itaalias, Luksemburgis, Prantsusmaal, Soomes, Hispaanias ja Belgias.

Aktsiisi osakaal sigarettide kaalutud keskmisest jaehinnast Euroopa Liidu liikmesriikides



Joonis 1. Aktsiisi osakaal sigarettide kaalutud keskmisest jaehinnast Euroopa Liidu liikmesriikides 01.07.2014.a. seisuga

Allikas: Lisa 1

Valik proportsionaalse ja fikseeritud määra osatähtsuse kohta kogu sigaretiaktsiisis sõltub Euroopa Liidu Nõukogu direktiivis sätestatud ning valitsuse fiskaalpoliitilistest eesmärkidest. Peamiselt Põhja-Euroopa riike iseloomustav fikseeritud komponendi suurem osakaal kogu aktsiisis omab sigarettide kaalutud keskmisele jaehinnale märkimisväärsemat mõju, panustab ulatuslikumasse maksutulu laekumisse ning täidab tarbimise eeldatava vähenemise näol maksustamise mittefiskaalset eesmärki. Chaloupka *et al* hindasid fikseeritud aktsiisimäära 10 - eurose tõusuga kaasnevaks tarbimise languseks olevat 5%, kusjuures proportsionaalse määra sama suur tõus vähendaks tarbimist vaid 0,3% (2010, 33). Suitsetamisest loobumine, kui üks kõrge fikseeritud määraga kaasnev mittefiskaalset eesmärki täitev resultaat on propageeritav kogu Euroopas, kuid tänu tubakatoodete kultuurilisele ja majanduslikule olulisusele iseloomustab lõunapoolsemaid Euroopa riike endiselt proportsionaalse määra suurem osatähtsus kogu sigaretiaktsiisis. Näiteks Hispaanias, Itaalias ja Prantsusmaal on kohalikul tootmisel kogu sigaretitööstuses oluline roll ning väärtuselise aktsiisikomponendi suurem osakaal tõstab seeläbi kohalike sigarettide hinnaeelset rahvusvaheliste brändide ees. (O'Donell, Delipalla 2001, 899)

Lisaks proportsionaalse ja fikseeritud määra erinevale hinnamõjule on nimetatud maksustruktuuri elementidel oluliselt erinev mõju ka laekuvatele maksutuludele. Chaloupka *et al* leidsid empiirilise mudeli hindamise käigus, et neis Euroopa Liidu liikmesriikides, kus sigarettidele kehtestatavast koguaktsiisist moodustab suurema osa sigarettide kaalutud keskmisest jaehinnast leitav proportsionaalne komponent, on täheldatav maksutulu suurem varieeruvus võrreldes nende riikidega, kus suurem osa sigaretiaktsiisist on fikseeritud komponendi kanda. Hinnati, et riikides, kus eriaktsiisil on suurem osatähtsus, toob fikseeritud komponendi 20%-line tõus kaasa 4% kuni 6%-lise maksutulude suurenemise. Riigid aga, mis eelistavad sigarettide maksustamisel proportsionaalset komponenti võivad 20%-lise aktsiisimäära tõusu tingimustes seista silmitsi 1,5% kuni 2%-lise maksutulu langusega. (2010, 27) Taoline maksutulu langus võib kaasnedes sigaretitootjate otsusega langetada sigarettide hindu selleks, et vältida valitsusepoolse proportsionaalse määra tõstmisest tingitud maksukohustuse suurenemist ning kõrgemate hindadega kaasnedes võivat müügikoguse langust. Fikseeritud aktsiisimäär võimaldab seevastu sigaretitootjatel maksutuludega vähem manipuleerida, sest nimetatud komponent on sõltumata sigaretipaki jaehinnast kõigile ühesuurune.

2.3. Tubakaaktsiisist Eesti kontekstis

2.3.1. Eesti Vabariigis kehtestatud aktsiisid aastatel 1990-2014

Taasiseseisvunud Eesti maksusüsteemi kehtestamisel alustati vaid ühe aktsiisiseadusega. 1. juulil 1990. aastal kehtima hakanud Eesti Vabariigi aktsiisimaksu seadus nägi ette alkoholi, tubaka ja karusnahkade maksustamist ning järgneva aasta 28. veebruarist lisandus maksuobjektide hulka ka mootorikütus. Peatselt asendus ühtne seadus üksikute aktsiisiseadustega. Alates 1. jaanuarist 1992 hakkas kehtima karusnahaaktsiisi seadus. Sama aasta 1. veebruaril lisandus aktsiisiseaduste loetellu õlleaktsiisi seadus, 1. aprillil täiendati maksusüsteemi alkoholiaktsiisi seadusega ning 1. augustist hakkas kehtima tubakaaktsiisi seadus. (Lehis 2007) Kolme aastaga oli üks aktsiisiseadus asendunud juba viie eraldiseisva aktsiisiseadusega, mille hulgas ka 1993. aasta 1. juulil kehtima hakanud kütuseaktsiisi seadus. Eelpool nimetatud eraldiseisvad aktsiisiseadused ei ole aga tänaseks päevaks samal kujul säilinud, vaid asendunud uute seadustega või lõpetanud sootuks

kehtimise. 1995. aastal viidi aktsiisiseadustes läbi mitmed muudatused. Nimetatud aasta 1. jaanuaril hakkas kehtima uus tubakaaktsiisi seadus ning 1. detsembril 1995 asendus varemkehtinud alkoholiaktsiisi seadus uuemaga, mis omakorda leidis asendamist ja täiustamist 2001. aastal (Alkoholiaktsiisi seadus). 1995. aastal kaotas muuhulgas kehtivuse kolm aastat eksisteerinud karusnahaaktsiisi seadus, millega maksustati rebase, kährikkoera, soobli, naaritsa, puurituhkru, ondatra ja tšintšilja nahku, nendest valmistatud tooteid ning samuti nimetatud elusloomi (Eesti Vabariigi karusnahaaktsiisi seadus, § 1). Lisaks tubaka – ja alkoholiaktsiisi seaduse asendumisele ning karusnahaaktsiisi kehtivuse kaotamisele lisandus 1995. aastal Eesti Vabariigi maksusüsteemi mootorsõidukiaktsiis. Mootorsõidukiaktsiis kehtis kuni 31. detsembrini 2002 ning sellega maksustati peamiselt kasutatud sõiduautode importi - kusjuures maksumäärad sõltusid sõiduki vanusest ja silindrite töömahust (Mootorsõidukiaktsiisi seadus §-d 1 ja 2).

1996. aasta 12. detsembril alustas Eestis kehtimist pakendiaktsiisi seadus (Pakendiaktsiisi seadus) ning alates 2003. aasta 1. aprillist hakkas alkoholi, tubaka ja kütuse maksustamist reguleerima ühine aktsiisiseadus – ATKAS, mida 2008. aastal täiendati elektriaktsiisi seadusega. Elektriaktsiisiga täiendatud alkoholi-, tubaka- ja kütuseaktsiisi seadus sai lühendatult nimeks ATKEAS (Alkoholi-, tubaka-, kütuse- ja elektriaktsiisi seadus) ning koos pakendiaktsiisi seadusega on nende näol tegemist hetkel kahe Eestis kehtiva aktsiisiseadusega.

2.3.2. Tubakatoodete aktsiisiga maksustamine Eestis

Tubakaaktsiisiga maksustatakse Eestis toodetud, teisest Euroopa Liidu liikmesriigist Eestisse toimetatud ja Eestisse vabaks ringluseks imporditud tubakatooteid. Aktsiisiga maksustatavad tubakatooted on sigaretid, sigarid, sigarillod, suitsetamistubakas ja närimistubakas. Närimistubakast erineva suitsuvaba tubakatoote käitlemine on Eestis keelatud. Tubakatoodete käitlemiseks loetakse (Tubakaaktsiis...):

- 1) tubakatoodete valmistamist, töötlemist ja pakendamist;
- 2) tubakatoodetega kauplemist ja;
- 3) tubakatoodete hoidmist, ladustamist või edasitoimetamist kaubanduslikul eesmärgil või kaubanduslikus koguses.

Sarnaselt Eestis toodetud tubakatoodetele, maksab ka teisest liikmesriigist Eestisse toimetatud tubakatoodetelt aktsiisi aktsiisilaopidaja või registreeritud kaubasaaja. Eestisse vabaks ringluseks imporditud tubakatoodetelt maksab aktsiisi importija. Tubakatoodete aktsiisi makstakse registreeritud kaubasaaja poolt vastuvõtmise või tubakatoodetelt aktsiisilaost tarbimisesse lubamise kuule järgneva kuu 15. kuupäevaks ja tubakatoodetelt importimisel tollieeskirjade kohaselt.

Tarbimise lubamisel või importimisel, kui tubakatoodetele ei kohaldata ei ajutist ega alalist aktsiisivabastust, peavad tubakatooted olema maksumärgistatud. ATKEAS § 61 kohaselt on tubakatoote maksumärgistamine maksumärgi kinnitamine tubakatootele või selle müügipakendile. Tubakatoode maksumärgistatakse juhul, kui sellelt tekib aktsiisi maksmise kohustus Eestis. Tubakatoode võib Eestis maksumärgistada aktsiisilaos, tollilaos ja registreeritud kaubasaaja tegevuskohas. Kolmandatest riikidest Eestisse ja Eestist väljapoole liidu territooriumi toimetatavad maksumärgid tuleb deklareerida Maksu- ja Tolliametile. Tollideklaratsioonile tuleb märkida maksumärkide trükkimise kulud. Maksumärgistatud tubakatooteid võib importida ja teisest liikmesriigist vastu võtta üksnes maksumärkide tellija. Aktsiisiga maksustamata maksumärgistatud tubakatooteid on lubatud lähetada aktsiisilaopidaja poolt teisele aktsiisilaopidajale, kui Maksu- ja Tolliametile on kirjalikult teatatud lähetatavatele tubakatoodetele või nende müügipakenditele kinnitatud maksumärkide numbrid. Liikmesriikide vahel peavad tubakatooted liikuma Euroopa Liidu õigusaktides sätestatud saatelehtede alusel. Saatedokumendil peab olema kauba piisav kirjeldus ja muud andmed, mille järgi saab kindlaks teha, kust tubakatooted pärinevad ja kes nende eest vastutab. Tubakatoodete impordil asendab saatedokumenti tollideklaratsioon. (Tubakaaktsiis...)

Alkoholi-, tubaka-, kütuse- ja elektriaktsiisi seaduse § 56 lõike 1 kohaselt koosneb sigarettidele kehtestatav aktsiis fikseeritud määrast 1 000 sigareti kohta ja sigarettide maksimaalse jaehinna alusel arvutatavast proportsionaalsest määrast. Alates 2014. aastast on Eestis kehtivaks sigaretiaktsiisi fikseeritud määraks 46,50 eurot 1 000 sigareti kohta ja proportsionaalseks määraks on 34% sigarettide maksimaalsest jaehinnast, kusjuures koguaktsiis peab moodustama vähemalt 60% sigarettide kaalutud keskmisest jaehinnast. Sigari ja sigarillo aktsiisimäär on Eestis 211,00 eurot 1 000 sigari või sigarillo kohta ning suitsetamistubaka ja närimistubaka aktsiisimäär on 61,00 eurot ühe kilogrammi vastava

tubakatoote kohta. Tabelis 1. on toodud Eestis sigarettidele kehtestatud aktsiisimäärad aktsiisikehtivuse perioodide kaupa alates 2002. aasta esimesest juulist.

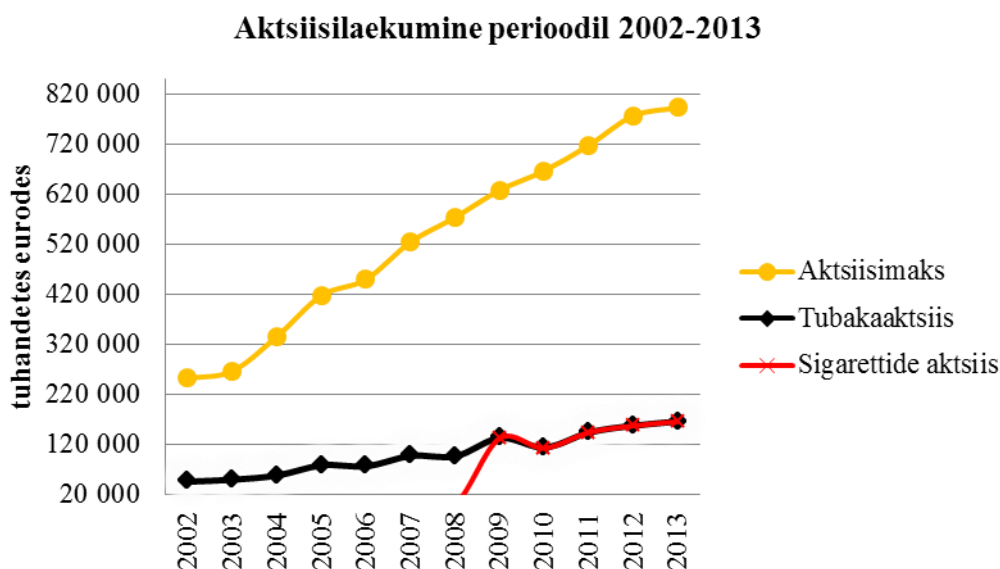
Tabel 1. Sigarettidele kehtestatud aktsiisimäärad Eestis perioodil 01.07.2002 – 2014 (1 000 sigareti kohta)

Periood	Fix. määr (€)	Fix. määr osakaal KKJH-st (%)	Prop. määr (%)	KM (%)	KKJH (€)	Aktsiisi osakaal KKJH-st (%)
01.07.2002-30.06.2003	11,18	22,83	23,00	18,00	49,00	45,83
01.07.2003-30.06.2004	13,42	23,97	24,00	18,00	56,00	47,97
01.07.2004-30.06.2005	15,34	25,15	25,00	18,00	61,00	50,15
01.07.2005-31.12.2007	17,58	25,47	26,00	18,00	69,00	51,47
01.01.2008-30.06.2008	23,01	28,23	28,00	18,00	81,50	56,23
01.07.2008-30.06.2009	31,96	31,18	31,00	18,00	102,50	62,18
01.07.2009-31.12.2009	31,96	31,48	31,00	20,00	101,50	62,48
01.01.2010-31.12.2010	33,55	30,50	33,00	20,00	110,00	63,50
01.01.2011-31.12.2011	40,71	33,51	34,00	20,00	121,50	67,51
01.01.2012-31.12.2012	42,18	31,83	33,00	20,00	132,50	64,83
01.01.2013-31.12.2013	45,00	31,91	33,00	20,00	141,00	64,91
Alates 01.01.2014	46,50	32,98	34,00	20,00	141,00	66,98

Allikas: Autori koostatud

Ülaltoodud tabelis esitatud andmete alusel võib väita, et Eestis müüdavate sigarettide hinnad on tänu järjepidevalt tõstetud aktsiisimääradele märkimisväärselt kasvanud. Kui 2003. aasta esimesest juulist kehtima hakanud aktsiisi perioodil oli sigarettide kaalutud keskmiseks jaehinnaks 56,00 eurot 1 000 sigareti kohta, siis 2013. aastal oli selleks vastavalt 141 eurot. See tähendab, et kümne aastaga on sigarettide hind kasvanud ligikaudu 2,5 korda ja aktsiisi on tõstetud enam kui 29%. Möödunud aasta andmete alusel arvatud 2014. aasta sigarettide kaalutud keskmiseks jaehinnaks on 141,00 eurot 1 000 sigareti kohta, millest aktsiis moodustab 94,44 eurot. See tähendab, et ühe 20 sigaretiga sigaretipaki kaalutud keskmiseks jaehinnaks on 2,82 eurot, millest 1,89 eurot laekub aktsiisina Eesti riigieelarvesse. Aktsiisisumma osatähtsus sigarettide kaalutud keskmises jaehinnas on 2014. aasta esimese juuli seisuga 66,98%, mis vastab Euroopa Liidu Nõukogu direktiiviga sätestatud tingimustele (Excise Duty...).

Kooskõlas teoreetiliste eelduste ja empiiriliste uuringutega on vaatamata sigarettide aktsiisi märkimisväärsele kasvule samas suunas liikunud ka Eesti aktsiisitulude laekumine. Jooniselt 2. nähtub, et vaatamata kõigi Eestis aktsiisiobjektiks olevate toodete aktsiisimäärade kasvule ei ole nimetatud toodete müügi koguse langus olnud piisav, et avaldada maksutulu laekumisele negatiivset mõju. 2013. aastal laekus Eesti riigieelarvesse veidi üle 165,00 miljoni euro sigarettiaktsiisi, mis moodustas 21% koguaktsiisist ja mis oli 8,00 miljonit eurot suurem kui sellele eelnenud aastal (vt lisa 2). Võrreldes kümne aasta taguse ajaga on tänane riigieelarvesse laekuv tubakaaktsiis üle 3 korra suurem ja prognooside kohaselt kasvab järgnevatel aastatel jooksul veelgi (Alkoholi-, tubaka-...).



Joonis 2. Aktsiisilaekumine Eestis perioodil 2002-2013

Allikas: Lisa 2

Tervise kaitseks ja tervist kahjustavate toodete kättesaadavuse vähendamiseks on valitsusk koalitsiooni tegevuskava kohaselt plaanis tubakaaktsiisi tõsta ka järgnevatel aastatel (Eesti Reformierakonna...). Alkoholi-, tubaka-, kütuse- ja elektriaktsiisi seaduse muutmise seaduseelnõu kohaselt tõstetakse perioodil 2016 – 2018 tubakaaktsiisi 5% aastas. Erandina ei tõsteta sigarite ja sigarillode aktsiisi, kuna lähiajal on kavas analüüsida nende aktsiisimäärade muutmist kahekomponendiliseks sarnaselt sigarettide aktsiisile. Sigarettide aktsiisi puhul tõstetakse vaid aktsiisi fikseeritud komponenti, sest proportsionaalne määr on planeeritud järgneva nelja aasta jooksul jääma praegu kehtivale 34% tasemele sigarettide kaalutud

keskmisest jaehinnast. Aktsiisimäärade tõstmise eesmärk on suurendada riigieelarve tulusid ja mõjutada tarbimist vähenemise suunas. Tubakaaktsiisi tõstmise tulemusena prognoositakse 2015. aastal täiendavat aktsiisi- ja käibemaksutulu 10,20 miljoni euro ulatuses eeldatavalt ühekuulise varu soetamise tõttu enne aktsiisimäära tõusu. (Alkoholi-, tubaka-...) Seaduse jõustumise ajaks on kavandatud 01.01.2015.a ja tubakatoodete aktsiisimäärade muudatused jõustuvad nelja järgneva aasta jooksul vastavalt aktsiisimäärade tõstmise kavale.

3. SIGARETIAKTSIISI LAEKUMISE KONTEKSTIS OLULISTE TEGURITE ÕKONOMEETRILINE MÕJUANALÜÜS

3.1. Õkonomeetrilise mudeli modelleerimine teoorias

Õkonomeetria on majandusteaduse haru, mis võimaldab kvantitatiivselt hinnata ja analüüsida majandusnähtusi. Õkonomeetriline mudel on matemaatilise mudeli eriliik, mis koosneb üldjuhul algebralistest võrranditest ning mis sisaldab alati ka vähemalt ühte juhuslikku muutujat. Lisaks juhuslikule komponendile (u) sisalduvad õkonomeetrilises mudelis ka modelleeritav näitaja ehk sõltumatu muutuja (Y), modelleeritavat nähtust mõjutavad eksogeensed muutujad (X) ning statistiliste meetoditega hinnatavad mudeli parameetrid (β). (Wooldridge 2006, 25) Õkonomeetriline mudel konstrueeritakse tavaliselt majandusteoreetiliste hüpoteeside kontrollimiseks või majandusnähtuste võimalike arengusuundade prognoosimiseks. Nii mudelisse lülitatavad näitajad kui ka nende omavahelised seosed on enamasti juhusliku iseloomuga. Siit tulenevalt on enamik õkonomeetrilisi mudeleid stohhastilised ehk juhuslik suurus võib erinevatel ajamomentidel omada erineva tõenäosusega erinevaid väärtusi. Õkonomeetriliste mudelite teine oluline omadus on linearsus parameetrite suhtes. Tegelikult võib õkonomeetriline mudel olla ka mittelineaarne, kuid mudeli kasutatavuse ja adekvaatsete tulemuste seisukohalt on enamasti soovitatav konstrueerida lineaarseid mudeleid (Paas 1995, 50).

Õkonomeetriline modelleerimine on majandusnähtusi peegeldavate mudelite loomise ja kasutamise protsess, mis tugineb majandusteoreetilistele seisukohtadele, empiirilistele andmetele ning statistilistele meetoditele. Õkonomeetrilisel modelleerimisel on neli peamist etappi, millest esimene saab alguse majandusteoreetiliste kontseptsioonide analüüsist ja nende alusel teoreetiliste hüpoteeside püstitamisest. Modelleerimise esimesel etapil piiritletakse

uurimiseesmärk ning määratakse ülesande maht. Majandusteoreetiliste seisukohtade piiritlemisele järgneb teoreetilise mudeli püstitamine ning analüüs. Siin antakse eelnevalt formuleeritud majandusprobleemile ökonomeetrilise mudeli kuju, mis viib hilisemas perspektiivis mudeli parameetrite hindamiseni. Enne parameetrite hindamist on oluline ette valmistada mudelis kasutatavad andmed. Andmete ettevalmistamist võib pidada ökonomeetrilise modelleerimise üheks vastutusrikkamaks etapiks. (Paas 1995, 73)

Modelleeritava mudeli tulemuste tõlgendamise adekvaatsuse seisukohast on oluline, et mudelisse valitud muutujad oleksid põhjendatud, ning et mõni oluline tunnus mudelist välja ei jääks. Aegridade puhul on lisaks eeltoodule oluline arvestada ka aegridade statsionaarsuse saavutamise vajadusega selleks, et hinnata vaatluse all olevate aegridade omavahelist mõju. Andmete ettevalmistamisele järgneb ökonomeetrilise mudeli parameetrite hindamine, kus huviorbiidis on mudelis kasutatavate muutujate parameetrite usaldusväärsus ning kooskõla püstitatud teoreetiliste ja empiiriliste eeldustega. Mudeli hindamise protsessi kuulub ka mudeli diagnostika, kus erinevate testide abil toimub hüpoteeside statistiline kontroll, milles moodustatakse hüpoteesipaar. Nullhüpoteesi puhul eeldatakse, et miski võrdub millegagi ehk erinevus on null ja alternatiivse ehk sisuka hüpoteesi puhul eeldatakse vastupidist. Ühe või teise hüpoteesi paikapidavust saab kontrollida vastava teststatistikuga. Valimi andmete põhjal arvutatakse teststatistiku empiiriline väärtus, mida võrreldakse vastava kriitilise väärtusega või kasutatakse otsuse vastuvõtmisel olulisuse nivood (α), milleks on enamasti 0,05. Nullhüpotees lükatakse tagasi, kui valimile vastava teststatistiku empiirilise väärtuse esinemise tõenäosus on väiksem kui olulisuse nivoo. (Wooldridge 2006, 127)

Ökonomeetrilise mudeli viimases etapis hinnatakse modelleerimistulemuste reaalsust ning toimub lahendustulemuste sisuline analüüs ja kasutamine.

3.2. Muutujate valik ning algandmed

Käesoleva töö peamiseks eesmärgiks on leida sigaretiaktsiisi riigieelarvesse laekumist mõjutavad olulisemad tegurid ja muuhulgas hinnata Euroopa Liidu Nõukogu direktiiviga sätestatud kahekomponendilise maksstruktuuri fikseeritud ja proportsionaalse määra eraldiseisvat mõju Eesti valitsuse maksutuludele. Eelnimetud eesmärgi saavutamiseks on läbiviidud ökonomeetrilise mudeli hindamine vabavarana kasutatava statistikapaketiga *Gretl*. Antud töö kontekstis on autor ökonomeetrilise mudeli näitel analüüsinud, kas ja kuidas on

sigarettidelt riigieelarvesse laekuv maksutulu mõjutatud sigaretiaktsiisi fikseeritud ja proportsionaalsest määrast, aga ka erinevatest riigispetsiifilistest ajas muutuvatest majanduslikest karakteristikutest. Eesmärgini jõudmiseks on kasutatud kuise aegrea modelleerimist vähimruutude meetodil ehk eksogeenselt määratud näitajate mõju sõltuvale muutujale on hinnatud Eesti Vabariigi näitel aastatel 2009 – 2013. Modelleeritavaks ehk sõltuvaks muutujaks (Y) on autor valinud Eesti Statistikaameti poolt igakuiselt avaldatava sigarettide aktsiisitulu näitaja (vt lisa 3), mis on monetaarse tegurina muudetud reaalnäitajaks ja mudeli modelleerimise lihtsustamiseks teisendatud sadadesse tuhandettesse eurodesse (MT_100tuh). Kuna riigieelarvesse laekuva maksutulu näol on tegemist perioodi näitajaga, on nimetatud reaalnäitajat kohandatud ka alljärgneva valemi alusel päevade arvuga kuus:

$$Y_{kt} = \frac{a}{p_t} \times Y_t \quad (1)$$

kus

Y_{kt} – päevade arvuga kuus kohandatud perioodi näitaja ajaperioodil t ;

Y_t – perioodi näitaja ajaperioodil t ;

a – keskmine päevade arv kuus;

p_t – tegelik päevade arv ajaperioodil t .

Valemi (1) alusel arvatud inflatsiooniga korrigeeritud sõltuva muutuja väärtustega saab tutvuda lisa 10.

Mis puudutab mudeli eksogeenselt määratud muutujaid, siis sigaretiaktsiisi laekumist mõjutavaid tegureid käsitlevate empiiriliste uuringute vähesuse tõttu on käesolevas töös sõltumatute muutujatena (X) kasutatud mitmetes empiirilistes uuringutes sigarettide tarbimisele mõju avaldavate teguritena kinnitust leidnud tunnuseid. Kuna tarbimine mõjutab järgmise perioodi maksubaasi ehk maksustatavate sigarettide osakaalu ja see omakorda järgneva perioodi maksutulu laekumist, siis on autori hinnangul õigustatud maksutulu kontekstis hinnata empiirilistes uuringutes tarbimist mõjutavate teguritena kinnitust saanud muutujaid. Nimetatud sõltumatuteks muutujateks on sigaretiaktsiisi fikseeritud (FIX) ja proportsionaalne (PROP) määr, keskmine brutokuupalk (RP) ja töötute arv (TOOTUD_100), millest viimane on mudelis kasutatavate arvandmete väärtuste suure varieeruvuse vältimiseks

esitatud sadades. Töötute arv kui modelleeritavale muutujale mõju avaldada võiv sõltumatu tegur sai mudelisse valitud Chaloupka *et al* uuringu alusel, milles ühe tarbimist mõjutava tegurina on käsitletud töötuse määra (2010, 7). Kuna töötuse määra näitajat avaldatakse Eesti Statistikaameti poolt vaid kord kvartalis, on käesoleva töö mudeli modelleerimisel kasutatud kuiste andmetena avaldatavat registreeritud töötute arvu (vt lisa 4). Muutuja mudelisse rakendamisel on lähtunud eeldusest, et töötute arvu kasvades aktsiisitulu väheneb, sest sissetulekud vähenevad. Järgmise seletava muutujana on mudelis hinnatud Eesti Statistikaameti poolt avaldatavat kuist keskmist brutokuupalka (vt lisa 5), mida on indiviidide reaalse ostujõu väljendamise eesmärgil korrigeeritud inflatsiooniga (vt lisa 6). Reaalpalga, kui teise mudelis hinnatava seletava muutuja valiku aluseks sai Cebula *et al* empiiriline analüüs, milles leiti, et kõrgema sissetulekuga indiviidide seas on suitsetajate osakaal väiksem, mistõttu keskmise sissetuleku kasvades tarbimine väheneb (2011, 171). Maksutulu aspektist lähtudes on käesolevas töös siiski eeldatud, et sissetulekute üldise kasvuga kaasneb ka sigaretitulu suurenemine, sest kõrgema sissetulekuga indiviidid on vähem tundlikud hinnamuutustele ja ei pruugi sigarettidele kehtestatava aktsiisimäära tõusu tingimustes koheselt tarbimist vähendada.

Aktsiisitulu laekumise kontekstis on oluline käsitleda ka sigaretiaktsiisi fikseeritud ja proportsionaalse määra mõju laekuvale maksutulule. Maksustruktuuri mõju riigieelarve tuludele käsitlevas uuringus leidsid Chaloupka *et al* statistiliselt ebaoluliste hinnangute alusel, et sigaretiaktsiisi fikseeritud komponent avaldab maksutuludele tugevat positiivset mõju, samal ajal kui proportsionaalse määra tõustes kaasneb sigaretitootjate hinnamanipulatsiooni tõttu aktsiisitulu langus. Võttes arvesse asjaolu, et Eesti Vabariigis on võrreldes teiste Euroopa Liidu liikmesriikidega sigarettide kaalutud keskmine jaehind küllaltki madal, eeldab autor eelmainitud empiirilise uuringuga vastupidiseid hinnanguid. Sigaretiaktsiisi fikseeritud komponent omab sigaretihindadele proportsionaalsest määrast suuremat hinnamõju ja seetõttu võib fikseeritud määra tõus viia tarbimise tegeliku või näilise vähenemiseni, milles tarbijad pöörduvad salasigaretide või vastavalt kõrgema nikotiini ja tõrva sisaldusega sigarettide tarbimisele. Eestis kehtivat küllaltki madalat sigarettide kaalutud keskmist jaehinda arvesse võttes ei tohiks proportsionaalse aktsiisimäära tõusuga kaasnev hinnamõju riigieelarve tuludele teatud piirini negatiivset mõju avaldada. Käesolevas magistrیتöös on fikseeritud määrana vaatluse all olevasse mudelisse valitud Eestis perioodil 2009-2013 kehtinud sigaretiaktsiisi fikseeritud komponent eurodes 1 000 sigareti kohta, mis tegelikkuses kuiste

andmete löikes ei varieeru (vt Tabel 1 lk 26), kuid mida on monetaarse teguri olemusest lähtuvalt korrigeeritud inflatsiooniga ja seeläbi saavutatud ka muutuja kuine varieeruvus (vt lisa 10). Tarbijahinnaindeksi muutuse ehk inflatsiooni väärtused, millega on korrigeeritud kõiki käesolevas töös vaatluse all olevaid rahalisi näitajaid on esitatud lisa 7. Väärtuselise aktsiisina on mudelis kasutatud proportsionaalse määra alusel arvatud osakaalu sigarettide käibemaksuga kaalutud keskmisest jaehinnast eurodes, mis on sarnaselt teiste mudelis hinnatavate rahaliste näitajatega esitatud reaalsel kujul. Sigarettide kuised kaalutud keskmised jaehinnad on leitud igas kuus vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu ja senditäpsusega esitatud hindade alusel (Vabasse ringlusesse...).

Lisaks kõigile ülalnimetatud teguritele võivad autori hinnangul maksutuludele mõju avaldada ka tarbitav alkoholikogus, salasigaretide jaehind, alkoholi- ja sigaretitarbimise vähendamist propageerivad sotsiaalreklaamkampaaniad, suitsetajate vanuseline ning sotsiaal-majanduslik koosseis, sigarettide import, ringluses olevate sigaretipakkide arv ja ka tarbijate kindlustunne. Igas kuus eestlaste poolt tarbitavat alkoholikogust puudutavatele andmetele, salasigaretide jaehinnale ning alkoholi- ja sigaretitarbimise vähendamist propageerivate reklaamkampaaniatega kaasnevatele kuistele kulutustele on ligipääs piiratud ja sestap on nende mõju eeldatud jääma mudeli jääkliikmesse. Küll aga on vaatluse all olevas ökonomeetrilises mudelis hinnatud vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu (RINGLUS_100tuh), imporditavat sigaretikogust osaliselt väljendada võiva kogu impordi (IMPORT_10milj) (vt lisa 8) ning tarbijate kindlustundele viitava majandusosalduindeksi (MUI) mõju laekuvale maksutulule. Majandusosalduindeks on Eesti Konjunktuuriinstituudi poolt igakuiselt arvatav sesoonselt silutud baromeeter, mis viitab riigi majandusaktiivsusele, sisaldades nii tarbijate kui ka teenindus-, tööstus-, ehitus- ja jaekaubandusettevõtete kindlustunde indikaatorit (vt lisa 9). Autor on majandusosalduindeksi mudelisse lisamisel eeldanud, et mida kõrgem on majandusaktiivsus ehk juriidiliste ja füüsiliste isikute kindlustunne, seda ulatuslikumaks võib kujuneda sigaretiaktsiisist laekuva maksutululu suurus. Igas kuus vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arv on autori hinnangul riigieelarvesse laekuva maksutululu suurusega positiivses seoses ning nimetatud sõltumatu muutuja hindamine on maksutululu seisukohast olulise tähtsusega. Sarnaselt maksutuluga on ka vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arv perioodi näitaja, mida on leheküljel 31 esitatud valemi kohaselt kohandatud päevade arvuga kuus. Regressioonmudeli parameetrite hindamiseks on vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu näitaja teisendatud sobilikumale kujule ja esitatud

sadades tuhandetes pakkides. Viimase muutujana on modelleeritavale näitajale teoreetiliselt mõju avaldada võiva eksogeense muutujana hinnatud sigarettide impordile viitavat reaalsel kuist importi kümnetes miljonites eurodes. (vt lisa 10) Autor seab hüpoteesiks, et mida ulatuslikum on kogu import, seda suuremaks kujuneb aktsiisitulu laekumine sigarettidelt. Hindamaks kõigi eelnimetatud eksogeenselt määratud sõltumatute muutujate mõju sõltuvale muutujale, võib hinnatava aegridade regressioonvõrrandi esitada järgmisel kujul:

$$MT_{100tuh_t} = \beta_0 + \mathbf{X}_t' \boldsymbol{\gamma} + \beta_1 FIX_t + \beta_2 PROP_t + u_t \quad (2)$$

kus

MT_{100tuh_t} – sõltuv muutuja ajaperioodil t ;

β_0 – vabaliige, mis kirjeldab, milline on sõltuva tunnuse MT_{100tuh_t} väärtus siis, kui kõik sõltumatute muutujate koefitsiendid on võrdsed nulliga ehk $\beta_1 = \beta_2 = \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0$ ning $E[u_t]=0$.

\mathbf{X}_t – kontrollmuutujate $k \times 1$ vektor, sisaldades erinevaid ajas muutuvaid riigispetsiifilisi karakteristikuid nagu töötute arv, reaalpalk, kaupade import, majandusosalduindeks ja ringlusesse lubatud sigaretipakkide arv ajaperioodil t ;

$\boldsymbol{\gamma}$ – kontrollmuutujate koefitsientide $k \times 1$ vektor, sisaldades ajas muutuvate riigispetsiifiliste sõltumatute karakteristikute koefitsiente, mis kirjeldavad nimetatud näitajate mõju sõltuvale muutujale ajaperioodil t ;

FIX_t – sigaretiaktsiisi fikseeritud määr ajaperioodil t ;

$PROP_t$ – sigaretiaktsiisi proportsionaalne määr ajaperioodil t ;

β_1 ja β_2 – vastavalt fikseeritud ja proportsionaalse aktsiisimäära mõju koefitsiendid;

u_t – jääkliige, mis kirjeldab hinnatavat näitajat mõjutavate muude tegurite mõju.

Regressioonvõrrandi (2) leidmiseks kasutatakse harilikku vähimruutude meetodit, milles regressioonmudeli parameetrite hinnanguid tuleb leida nii, et jääkide ruutude summa oleks minimaalne. Kasutades aegridade modelleerimisel vähimruutude meetodit, on esmalt vaja tagada hinnatavate aegridade statsionaarsus ning seejärel kontrollida, kas on täidetud vähimruutude meetodi kasutamiseks vajalikud eeldused.

3.3. Aegride analüüsi alused

Aegrida on mingi nähtuse ajalist muutumist iseloomustav arvandmete rida (Paas 1995, 101). Käesolevas töös vaatluse all olev sigarettidele kehtestatava aktsiisi laekumine erinevatel ajaperioodidel ja seda mõjutavad riigispetsiifilised ajas muutuvad majanduslikud karakteristikud kannavad majanduslike aegride nimetust. Aegrea kui dünaamilise arvandmete rea puhul on huviorbiidis üks ja sama objekt erinevatel ajamomentidel. Võrreldes rist- ja paneelandmetega on aegride algandmete esmane töötlus oluliselt keerukam ja töömahukam, mis on tingitud aegride iseärasustest (Vainu 2006, 61):

1. Aegridad sisaldavad enamasti kindlasuunalist arengutendentsi, mis tähendab, et lisaks juhuslikele kõikumistele sõltuvad aegrea liikmed ka determineeritud osast.
2. Aegrida võib olla mõjutatud mitmesugustest sesoonsetest ja/või tsüklilistest kõikumistest.
3. Suuremat osa majanduslikest aegridadest iseloomustab suhteliselt väike liikmete arv, mistõttu tulemuste statistilise usaldatavuse kontrollimisel on eriline tähtsus.
4. Aegride tasemete väike arv võib raskendada juhuslikkuse ja normaaljaotuse kontrollimist.
5. Majanduslike aegridadega kaasneb enamasti tugev autokorrelatsioon ehk perioodil t esineva aegrea väärtuse sõltuvus varasemate perioodide väärtustest ja seetõttu omab autokorrelatsiooni probleemi kontrollimine ning selle mõju kõrvaldamine olulist tähtsust.
6. Nähtused võivad olla omavahel seotud viitajaga.

Ülalloetletud aegridasid iseloomustavad iseärasused tingivad enne aegride modelleerimise tulemuste tõlgendamist aegride esmase kontrolli ning töötlemise vajaduse. Aegride analüüsimisel ja ettevalmistamisel ökonomeetriliseks modelleerimiseks on oluline eristada aegrea erinevaid komponente, mis on esitatavad alljärgneval kujul (Paas 1995, 111):

$$y_t = f(t) + h(t) + s(t) + u_t \quad (3)$$

kus

y_t - analüüsitava aegrida ajaperioodil t ;

$f(t)$ – aegreas sisalduv trend;

$h(t)$ – aegreas sisalduv tsükliline komponent;

$s(t)$ – aegreas sisalduv sesoonne komponent;

u_t – juhuslik komponent ehk vealiige.

Olles identifitseerinud ühe või teise eelnimetatud aegrea komponentidest (3) kaasneb järgmise sammuna aegridade tasandamine, mille all mõistetakse aegreast trendi ning sesoonsuse ja tsüklilisuse eraldamist. Olgu öeldud, et tsükliline komponent võib tegelikkuses sageli puududa või olla nii pika perioodiga, et selle määramine majandusliku aegrea põhjal on võimatu. Trend esineb aegridades peaaegu alati ja sesoonsus iseloomustab aegridasid, mis sisaldavad aastasiseseid muutusi kajastavaid liikmeid. Aegrea juhuslik komponent ehk jääkliige leitakse aegrea tegelikest väärtustest trendi ning tsüklilise ja sesoonse komponendi väärtuse lahutamisel. (Paas 1995, 111) Sesoonsuse ja trendi eemaldamine aegreast on oluline selleks, et tagada juhusliku protsessi statsionaarsus, mille korral juhusliku protsessi tõenäosuslikud omadused ajas ei muutu. Statsionaarsed ja mittestatsionaarsed aegread reageerivad šokkidele erinevalt. Statsionaarse protsessi korral ühe šoki u_t mõju aja jooksul väheneb, kuid mittestatsionaarse protsessi korral šoki mõju vähenemist aja möödudes ei toimu. Stohhastiline protsess, milles juhuslikud suurused pole konstantse keskvaartuse, dispersiooni ega autokovariatsiooniga kannab nimetust mittestatsionaarne protsess. Mitme aegrea omavahelise seose analüüsimiseks peab olema täidetud invariantisuse ajas esinemise eeldus ehk aegridadest peab olema eemaldatud trend ja sesoonsus.

3.3.1. Aegridade tasandamine

Käesolevas töös vaatluse all oleva mitme aegrea omavahelise seose analüüsimiseks on vajalik aegridade tasandamine ehk aegridadest trendi ja/või sesoonsuse eemaldamine. Selgitamaks, kas modelleeritava sõltuva muutuja ja eksogeenselt määratud sõltumatute muutujate arvulistes näitajates (vt lisa 10) eksisteerib trend või sesoonsus, on esmalt läbiviidud nimetatud aegridade visuaalne vaatlus. Selgub, et kooskõlas teoreetiliste eeldustega esineb igas vaatluse all olevas aegreas trend. Sesoonsus on aga esmase vaatluse alusel registreeritav vaid reaalses aktsiisitulu laekumises, reaalpalgas, aktsiisi inflatsiooniga korrigeeritud proportsionaalses komponendis ning ringlusesse lubatud sigaretipakkide ja töötute arvus (vt lisa 11). Olles identifitseerinud silmnähtava trendi eranditult kõigis aegridades on järgmise sammuna vaja kindlaks teha, kas tegemist on deterministliku või stohhastilise trendiga. Deterministliku ja stohhastilise trendi eristamine on vajalik selleks, et

teada mida vaatluse all oleva aegrea statsionaarsuse saavutamiseks ette võtta. Viimase väljaselgitamiseks on kasutatud ühikjuure testimist Dickey-Fuller testiga statistikapaketis *Gretl*, kusjuures testimise kriteeriumiks on konstandi ja trendi olemasolu. Testmiseks kasutatakse diferentside mudelit (Stationary and...):

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

kus

Δy_t – diferentsitud aegrida ajaperioodil t ;

δ – mudeli parameeter ($\rho-1$);

y_{t-1} – aegrida ajaperioodil $t-1$;

u_t - juhuslik komponent ehk vealiige.

Ühikjuure testimisel ülal esitatud valemi (4) kohaselt püstitatakse nullhüpotees: trendiga mudeli kasutamisel esineb ühikjuur ja tegemist on stohhastilise trendiga ehk $\delta=0$ ($\rho=1$) ning sisukas hüpotees: trendiga mudeli kasutamisel ühikjuur puudub, tegemist on deterministliku trendiga, $\delta < 0$, ja nullhüpotees on ümberlükatud. Dickey-Fuller testiga on testitud esmalt neid aegridu, mille visuaalsel vaatlusel sesoonsust ei tuvastatud. On näha, et nii majandusosalduksindeksi kui ka impordi ning fikseeritud aktsiisimäära aegread on stohhastilise trendiga. Nimetatud aegridade olulisuse tõenäosus (*asymptotic p-value*) on suurem hüpoteeside kontrollimise kriteeriumina kasutatavast olulisuse nivoost 0,05 ning *estimated value of (a - 1)* on ligilähedane nullile ($\delta=0$), mis viitab nullhüpoteesi kehtivusele (vt lisa 12). Stohhastilise trendi aegreast eemaldamiseks ja statsionaarsuse saavutamiseks on tarvis vaatluse all olevatest aegridadest võtta esimest järku diferentsid ehk leida aegrea järjestikuste liikmete vahe. Aegreast trendi eemaldamiseks esimest järku diferentsidest enamasti piisab, mida kinnitab ka vaatluse all olevate diferentsitud aegridade visuaalne kontroll (vt lisa 13). Võttes stohhastilist trendi omavatest aegridadest esimest järku diferentsid võib Dickey-Fuller testi kasutades veenduda diferentsitud aegridade konstandita statsionaarsuses. Kui testimine ilma konstandita annab tulemuseks aegrea statsionaarsuse, pole konstandiga testimine enam vajalik. Reaalse fikseeritud aktsiisimäära, impordi ja majandusosalduksindeksi aegridade puhul saame rääkida sisukast hüpoteesist, mille korral olulisuse tõenäosus (p) on väiksem olulisuse nivoost (α) 0,05, mis viitab ühikjuure puudumisele ning aegrea statsionaarsusele (vt lisa 14).

Statsionaarsust tuleb kontrollida regressioonimudelite hindamisel hoidumaks näivast korrelatsioonist. Näiv korrelatsioon viitab statistiliselt olulisele korrelatiivsele, kuid mittepõhjuslikule nähtuste vahelisele seosele (Paas 1995, 180).

Järgmise aegridade silumise etapina on vaja maksutulu, ringluses olevate sigaretipakkide arvu, reaalsalga, sigarettide aktsiisi proportsionaalse komponendi ning töötute arvu näitajatest eemaldada sesoonsus. Sesoonsuse eemaldamiseks võib mudelisse lülitada ühe või teise teguri aastase muudu või võtta eelnimetatud näitajatest sesoonsed diferentsid. Sesoonse diferentsimise korral lüheneb aegrida sesoonsuse perioodi ehk kuiste andmete kontekstis kaheteistkümne elemendi võrra. Pärast maksutulu, ringluses olevate sigaretipakkide arvu, reaalsalga, sigarettide aktsiisi proportsionaalse osa ja töötute arvu sesoonset diferentsimist on Dickey-Fuller testiga kontrollitud sesoonselt diferentsitud aegridade statsionaarsust. Nii maksutulu, töötute arvu kui ka vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu tõenäosuslikud omadused ajas ei muutu ja nimetatud aegridad on statsionaarsed. Kehtib sisukas hüpotees, olulisuse tõenäosus p on kõigil kolmel juhul $< 0,05$ ja $\delta < 0$. Sigarettide proportsionaalse komponendi ning reaalsalga puhul pärast sesoonset diferentsimist aga aegridade statsionaarsusest rääkida ei saa. (vt lisa 15) Tegemist on mittestatsionaarse stohhastilise protsessiga, milles juhuslikud suurused pole samaaegselt konstantse keskvaartuse, dispersiooni ega autokovariatsiooniga ning esineb juhuslik ekslemine, kus igal ajamomendil on erinev tõenäosusjaotus. Lisaks eksisteerib nii proportsionaalse määra kui ka reaalsalga sesoonse diferentsimise tulemusel endiselt silmnähtav trend (vt lisa 16). Eeltoodut arvesse võttes on käesoleva töö autor teisendanud sigaretiaktsiisi proportsionaalse komponendi ning reaalsalga näitaja teisele kujule. Võttes aluseks eelmise aasta sama kuu arvnäitaja, on nii proportsionaalne määr kui ka reaalsalg edaspidiselt mudelis esitatud muutusena (nt jaanuar 2009 võrreldes jaanuar 2008). Dickey-Fuller testi kasutades on testitud muuduna esitatud aegridade statsionaarsust. Mõlemal juhul ei ole juhuslik protsess nii konstandiga kui konstandita testides statsionaarne, kuna olulisuse tõenäosus $> 0,05$ ja *estimated value of (a - 1)* on ligilähedane nullile ($\delta=0$). Kehtib ühikjuurele vastav nullhüpotees (vt lisa 17). Statsionaarsuse saavutamise eesmärgil on reaalsalga ja sigarettide aktsiisi proportsionaalse komponendi muutust diferentsitud ning saadud tulemuseks ilma trendita statsionaarsed aegridad, mida saab edaspidisel mudeli modelleerimisel ning prognoosimisel eesmärgipäraselt kasutada (vt lisa 18 ja 19). Olles saavutanud ökonomeetrilises mudelis hinnatavate silutud aegridade statsionaarsuse, on

järgmise olulise sammuna läbiviidud regressioonmudeli hindamine kasutades selleks vähimruutude meetodit. Sõltumatute reaalsalga ja proportsionaalse määra muutuse, vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu, reaalse impordi, majandusosalduksindeksi, reaalse fikseeritud määra ja töötute arvu mõju on hinnatud sõltuvale sigarettidelt laekuvale reaalsele maksutulule perioodil 2009-2013. Nimetatud perioodi valiku aluseks on andmete kättesaadavus. Kui sõltumatuid muutujaid iseloomustavad andmerekad on kättesaadavad pikema perioodi vältel, siis sõltuva muutujana esitatud sigarettidelt laekuva aktsiisitulu arvestusperioodi alguseks on 2009. aasta. Mudelisse valitud muutujate arvvaartustega saab tutvuda lisas 20.

3.4. Mudeli parameetrite hindamine ja testimine

Matemaatilise statistika üheks põhieesmärgiks on valimi andmeid kasutades hinnata mingit üldkogumi parameetrit või parameetrite hulka. Aegridade puhul on konkreetne aegrida valim, mille puhul on võimalik uurida vaid juhusliku protsessi üht konkreetset realisatsiooni. Parameetrite hinnanguid iseloomustavad kolm omadust: 1) nihe; 2) efektiivsus ja; 3) mõjus. Hinnangu nihe väljendab süstemaatilist viga ja võrdub parameetri hinnangu keskvaartuse ning parameetri tegeliku väärtuse vahega. Efektiivne hinnang on nihketa vähima dispersiooniga hinnang kõigi nihketa hinnangute seas. Hinnangute dispersioone tasub võrrelda vaid nihketa hinnangute korral, kuna hinnangu väike hajuvus ei ole eesmärk omaette. Hinnang on mõjus aga siis, kui ta koondub tõenäosuse järgi parameetri tegelikuks väärtuseks ehk valimi mahu kasvades tõenäosus, et hinnangu ja parameetri tegeliku väärtuse erinevus oleks väiksem kui mistahes positiivne arv, läheneb ühele. (Wooldridge 2006, 216) Enimkasutatud regressioonmudeli parameetrite hindamise meetodiks on vähimruutude meetod, mille korral määratakse parameetrid selliselt, et juhusliku suuruse mõõdetud väärtuste ja mudeli abil saadud hinnangute hälvete ruutude summa oleks minimaalne. Parameetrite hinnangud on samaaegselt nihketa, efektiivsed ja mõjusad siis, kui kehtivad vähimruutude meetodi kasutamiseks vajalikud klassikalise lineaarse regressioonmudeli eeldused (Paas 1995, 136):

1. Kindlustamiseks parameetrite nihkega hinnangut peab juhuslike liikmete keskvaartus võrduma nulliga $E(u_t)=0$.
2. Hinnangu efektiivsuse tagamiseks on oluline, et juhuslike liikmete dispersioon oleks konstantne ja ei esineks heteroskedastiivsust $Var(u_t) = \text{const}$.

3. Juhuslikud liikmed ei tohi omavahel korreleeruda, mis tähendab, et nendevaheline kovariatsioon peab võrduma nulliga $\text{Cov}(u_t, u_j)=0$.
4. Juhuslikud liikmed ei korreleeru seletavate tunnustega $\text{Cov}(u_t, X_{aj})=0$.
5. Et hinnangud oleksid mõjusad, peavad juhuslikud liikmed alluma normaaljaotusele $u_t \sim N$.

Kui mõni ülalloeletud eeldustest pole täidetud, siis parameetrite hinnangud pole üheaegselt nihketa, efektiivsed ja mõjusad.

Käesolevas töös on vaatluse all sigarettide aktsiisiga maksustamine, kus vähimruutude meetodit kasutades on leitud maksutulu mõjutavad eksogeenselt määratud muutujad ning nende parameetrite hinnagud. Kuna ökonomeetrilise mudeli modelleerimise protsessis on oluline tõestada, kas modelleeritav näitaja sõltub seletavatest muutujatest, on parameetrite hindamise esimese sammuna vaadeldud korrelatsioonimaatriksit sõltuva muutuja ja kõigi töösse valitud sõltumatute muutujate vahel. Korrelatsioonimaatriksist järeldub, et olulisuse nivool 0,05 on korrelatsioonikordaja kriitiliseks väärtuseks 0,25, mis omakorda viitab maksutulu tugevale seosele ringlusesse lubatud sigarettide arvu ning sigarettide aktsiisi fikseeritud määra ja proportsionaalse komponendi muuduga (vt lisa 21). Reaalpalga muutus, majandusalusindeks, import ning töötute arv ei oma küll korrelatsioonimaatriksi alusel maksutuluga märkimisväärset seost, kuid mudeli modelleerimisel on nimetatud näitajate hinnangute statistilist olulisust siiski kontrollitud.

Mudeli statistilise olulisuse kontrollimiseks kasutatakse F-testi, mille korral nullhüpoteesiks on, et ükski sõltumatute tunnuste parameetritest ei mõjuta modelleeritavat näitajat ($\beta_1=\beta_2=0$) ning sisukaks hüpoteesiks, et vähemalt üks parameeter on nullist erinev. F-statistiku empiirilisele väärtusele vastavat olulisuse tõenäosust p võrreldakse olulisuse nivooaga $\alpha = 0,05$. Kui olulisuse tõenäosus on olulisuse nivooast väiksem ($<0,05$), võetakse vastu sisukas hüpotees ehk mudel on statistiliselt oluline. Vaatluse all olev mudel on statistiliselt oluline, sest $p = 0,00$. Vaatamata mudeli statistilisele olulisusele on mudelis statistiliselt ebaolulisi parameetreid. (vt lisa 22) Mudeli parameetrite statistilise olulisuse kontrollimiseks kasutatakse t-testi, mis võimaldab iga parameetri statistilist olulisust eraldi hinnata. Kui parameetri väärtuseks on null ($\beta=0$) kehtib nullhüpotees ehk mudelisse valitud sõltumatu ja sõltuva muutuja vaheline seos puudub. Alternatiivseks hüpoteesiks on, et seos on olemas ning mudeli parameeter on oluliselt erinev nullist ($\beta \neq 0$). Esmasel hinnangul on näha, et statistiliselt ebaolulised on töötute arvu ja reaalpalga muudu parameetrite hinnangud.

Olulisuse nivool 0,01 on statistiliselt olulised ringluses olevate sigarettide arv ning sigaretiaktsiisi fikseeritud määr. Proportsionaalse määra muut on statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,05 ning majandusosalduksindeksi, reaalse impordi ja reaalsalga muutuse statistilist olulisust iseloomustab olulisuse nivoo 0,1. Vaatluse all oleva mudeli selgitusvõimele viitav determinatsioonikordaja (*R-squared*) on ~ 0,55, mis tähendab, et antud mudeliga on võimalik ära seletada 54,93% ning 45,07% ulatuses on mõju aktsiisitulele kogunenud jääkliikmesse. (vt lisa 22) Determinatsioonikordaja alusel saab hinnata, kui palju sõltuva muutuja hajuvusest on regressioonmudeli poolt kirjeldatud.

Järgneva ökonomeetriselise modelleerimise sammuna on mudelist välja jäetud statistiliselt ebaoluliste parameetrite hinnangutega näitajad ja kontrollitud seejärel mudeli ning mudeli parameetrite statistilist olulisust koos muutujate eemaldamise põhjendatusega. Pärast mudelist töötuse määra eemaldamist muutub majandusosalduksindeks statistiliselt ebaoluliseks, mis toob kaasa lisaks töötuse määrale ka reaalsalga muutuse ja majandusosalduksindeksi elimineerimise vajaduse. Nimetatud muutujate eemaldamise tulemusel on saadud statistiliselt oluline mudel statistiliselt oluliste parameetritega ning kõrgema korrigeeritud determinatsioonikordajaga (*Adjusted R-squared*) (vt lisa 23). Mudelites, kus on erinev arv tunnuseid kasutatakse adekvaatsema võrdluse saamiseks korrigeeritud determinatsioonikordaja väärtust, sest mudelisse uute tunnuste lisamisel või eemaldamisel harilik determinatsioonikordaja tavaliselt suureneb või väheneb. Kui tunnuse mudelist eemaldamisel korrigeeritud determinatsioonikordaja suureneb, siis mudel paraneb ja sisseviidud muudatus õigustab end. Sellele, kas vaatluse all olev regressioonmudel vastab ka vähimruutude meetodi kasutamiseks vajalikele klassikalise regressioonmudeli eeldustele, annavad vastuse järgnevalt läbiviidud jääkliikmete kontrolltestid.

3.4.1. Mudeli diagnostika

Esimese eeldusena on kontrollitud, kas mudelisse mittelülitatud sõltumatute tunnuste mõju sõltuva tunnuse (Y) keskvaärtusele on summaarselt null. Kuna mudeli hindamisel on mudelisse lülitatud ka konstant võib nimetatud eelduse lugeda täidetuks. Sellegipoolest on eelduse kehtivuse kontrollimiseks läbiviidud vealiikmete keskvaärtuse testimine. Autor on seadnud nullhüpoteesiks, et vealiikmete keskvaärtus $E(u_t)=0$ ja mudeli hinnangud on nihketa. Sisukaks hüpoteesiks on, et vealiikmete keskvaärtus ei võrdu nulliga ning parameetri hinnangu keskvaärtus erineb oluliselt parameetri tegeliku väärtuse keskvaärtusest.

Hüpoteeside statistiliseks kontrollimiseks on salvestatud mudeli jääkliikmed ja t-testi kasutades on hinnatud nende mõju maksutulu laekumisele. Nähtub, et vastu saab võtta nullhüpoteesi, sest jääkliikmete olulisuse tõenäosus $p = 0,00$ jääb alla olulisuse nivoo standardväärtusele, mis viitab mudeli nihketa hinnangutele (vt lisa 24). Järgmise eeldusena on kontrollitud, kas mudeli hinnangud on efektiivsed. Efektiivse hinnangu eksistentsi saab formaalselt kontrollida White'i testiga. White'i testi kasutamisel on nullhüpoteesiks seatud, et juhuslike liikmete dispersioon on konstantne ning mudelit iseloomustab homoskedastiivsus. Alternatiivne hüpotees eeldab aga dispersioonide varieeruvust ning heteroskedastiivsust mudelis. White'i testi olulisuse tõenäosus (p) on $6,44 \times 10^{-005}$, mis võrdluses olulisuse nivoo (α) 0,05 sunnib vastu võtma sisuka hüpoteesi ning tõdema, et vaatluse all oleva mudeli juhuslike liikmete dispersioonid ei ole konstantsed (vt lisa 23). Regressioonmudeli analüüsimisel kasutatud robustsed standardvead HAC (*Heteroscedasticity-autocorrelation-consistent standard errors*) võimaldavad aga esitada adekvaatseid usaldusvahemikke.

Heteroskedastiivsus võib olla põhjustatud matemaatilise mudeli valest kujust, üksikute erindite esinemisest vaatluste hulgas või sellest, et mõni oluline tunnus on mudelist välja jäänud. Seega heteroskedastiivsust võib tingida nii mudel kui ka andmed. Vealiikmete dispersioon ei mõjuta küll parameetrite hinnangute arvulist väärtust ning seeläbi mudeli nihet, kuid parameetrite hinnangud ei ole heteroskedastiivsuse tagajärjel efektiivsed. Heteroskedastiivsuse probleemi vastu võib aidata tunnuste logaritmine, matemaatilise mudeli kuju muutmine või mudeli teisendamine. (Paas 1995, 217) Heteroskedastiivsuse probleemi taustal on Ramsey RESET testi abil kontrollitud matemaatilise mudeli kuju õigsust. Testi nullhüpoteesiks on, et mudeli kuju on õige ja determinatsioonikordajate erinevus ei ole suur ning sisukas hüpotees viitab mudeli valele kujule. Ramsey RESET testi olulise tõenäosuseks on (p) 0,02, mis kinnitab vaatluse all oleva matemaatilise mudeli valet kuju. Lisaks heteroskedastiivsusele ei allu mudeli jääkliikmed ka normaaljaotusele. Doornik-Hanseni test andis olulisuse tõenäosuseks (p) 0,00, mis lükkab ümber mudeli hinnangute mõjususe eelduse ja tingib hinnangu mitte koondumise parameetrite tegelikeks väärtusteks. (vt lisa 23)

Kõnealuse mudeli hinnangud on küll nihketa, kuid mitte samaaegselt efektiivsed ja mõjusad. Järgmise sammuna on autor heteroskedastiivsuse probleemiga võitlemiseks muutnud matemaatilise mudeli kuju. Selleks on logaritmitud omavahel tugevas positiivses seoses olevat sõltuvat tunnust ja vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu. Nii

maksutulu kui ka vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu logaritmimeisel säilib visuaalsel vaatlusel mõlema aegrea vägagi sarnane sesoonsus (vt lisa 25). Sesoonsuse eemaldamiseks on logaritmitud aegridadest võetud sesoonsed diferentsid. Enne log-lineaarse mudeli hindamist on Dickey-Fuller testiga kontrollitud ka eelnimetatud kujul aegridade statsionaarsust. Seekord on statsionaarsus saavutatud mõlema muutuja konstandiga mudeli puhul, milles Dickey-Fuller testi olulisuse tõenäosus (p) on väiksem olulisuse nivoost (α) 0,05 ja kehtib nullhüpotees. Ilma konstandita testimine annab aga tulemuseks aegridade mittestatsionaarsuse (vt lisa 26). Ühikjuure testile järgnevalt on läbiviidud mudeli hindamine, kus sõltuvaks muutujaks on logaritmitud ja sesoonselt diferentsitud maksutulu ning sõltumatutes muutujates asendub *ceteris paribus* tingimustel sesoonselt diferentsitud vabas ringluses olevate sigaretipakkide arv logaritmitud ja sesoonselt diferentsitud aegrega.

3.4.2. Log-lineaarse mudeli hindamine

Pärast mudeli matemaatilise kuju muutmist on käesolevas töös läbiviidud järjekordne ökonomeetrilise mudeli parameetrite hindamise protsess, milles selgitatakse sõltumatute muutujate mõju selgitavale muutujale ja kontrollitakse klassikalise lineaarse regressioonimudeli eeldusi. Nagu ka töö eelmises osas, on esimesena testitud mudeli ja mudeli parameetrite statistilist olulisust, kasutades selleks vastavalt F-testi ja t-testi. F-testi olulisuse tõenäosus $p = 2,17 \times 10^{-14}$, mis annab selge indikatsiooni mudeli olulisusest. Mudeli parameetrite statistilise olulisuse kontrollimiseks läbiviidud t-test kinnitab vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu, sigaretiaktsiisi fikseeritud määra ning proportsionaalse komponendi muudu statistilist olulisust olulisuse nivool 0,01. Töötute arv kui funktsioontunnust eksogeenselt mõjutav näitaja on statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,05. Nii konstandi kui ka kõigi ülejäänud mudelisse valitud muutujate parameetrid on statistiliselt ebaolulised. Mudeli ja selle parameetrite statistilise olulisuse kontrollimisel on kasutatud robustseid standardvigu (HAC), mis on heteroskedastiivsuse suhtes kohandatud standardvigade hinnangud. Vaatluse all oleva mudeli selgitusvõime on 75,97% ning modifitseeritud determinatsioonikordaja on 71,77%. (vt lisa 27)

Järgnevalt on hakatud vaatluse all olevast mudelist järk-järgult eemaldama statistiliselt ebaoluliste parameetrite hinnangutega muutujaid, alustades kõige ebaolulisemast, milleks on majandusosalduksindeks. Majandusosalduksindeksi mudelist elimineerimine õigustab end, sest korrigeeritud determinatsioonikordaja suureneb 72,46%-ni ning töötute arv muutub olulisuse

nivool 0,01 statistiliselt oluliseks (vt lisa 28). Teise tegurina on mudelist välja jäetud reaalsalduse muutus, mille tulemusel korrigeeritud determinatsioonikordaja suureneb 72,94%-ni ning mudel säilitab statistilise olulisuse (vt lisa 29). Mudeli selgitusvõime determinatsioonikordaja näitel küll väheneb, kuid tunnuste mudelist eemaldamisel determinatsioonikordaja alati väheneb. Reaalsaldus ja majandusaldusindeks ei osutu statistiliselt oluliseks seetõttu, et ringlusesse lubatud sigarettide arv ning tööpuudus korreleeruvad reaalsalduse ja majandusaldusega ning püüavad nimetatud näitajate mõju kinni. Viimase tegurina on mudelist eemaldatud kuine reaalne import. Majandusaldusindeksi, reaalsalduse ja impordi mudelist eemaldamise tulemusel on statistiliselt olulise mudeliga selgitatud 74,52% sigarettide aktsiisi laekumisest ja mudeli parameetrite märgid on teoreetiliste eeldustega kooskõlas. Sigarettiaktsiisi fikseeritud komponent ja töötute arv mõjutavad funktsioontunnust negatiivselt ning proportsionaalse aktsiisimäära muutus koos ringluses olevate sigaretipakkide arvuga avaldab aktsiisitulule positiivset mõju. (vt lisa 30) Mudel andis küll tulemuseks, et töötute arvu suurenemine avaldab maksutulule laekumisele negatiivset mõju, kuid reaalsuses võib töötute jäämisega kaasnev emotsionaalne pingeline viia suutetama hakkamisele, mis suurendab sõltuvustoote müügi kogust ja panustab riigieelarve tulude laekumisse. Nimetatud eelduse kontrollimiseks on käesoleva töö autor lisanud mudelisse täiendava muutujana töötute arvu ruutliikme. Regressioonmudeli analüüsi kohaselt ei ole töötute arvu ruudu mudelisse lisamine õigustatud, sest korrigeeritud determinatsioonikordaja selle tulemusel väheneb 72,83%-ni ja nimetatud parameetri hinnang (p) 0,29 on olulisuse nivool (α) 0,05 statistiliselt ebaoluline (vt lisa 31). Vaatluse all olev regressioonmudeli analüüs kinnitab ka autori eeldusi fikseeritud määra suuremast hinnamõjust, kuid lükkab ümber Chaloupka *et al* väite sigarettiaktsiisi proportsionaalse komponendi negatiivsest mõjust aktsiisituludele. Käesolevas töös on eeldatud, et proportsionaalse aktsiisimäära tõstmise mõju sigarettide hindadele ja seeläbi tarbimise vähenemisele on Eestis küll väike, kuid majandusteoreetilisi eeldusi arvesse võttes ei suuda ühegi maksumäära järjepidev tõstmine tagada lõpmatuseni suurenevat maksutulule laekumist. Ameerika majandusteadlase Arthur Betz Lafferi sõnul suurendab madalamate maksumäärade tõstmine maksutulude laekumist ja vastupidi. Kui maksumäär on 0% või 100%, siis maksutulud ei laeku (The Laffer..). Eeltoodud arvesse võttes on mudelisse lülitatud sigarettiaktsiisi proportsionaalse määra ruutliige, mis võimaldab ühtlasi tasandada ka modelleeritavate aegriidade suuri kõikumisi. Ruutliikme lisamise järel on hinnatud mudeli ja

selle parameetrite statistilist olulisust robustsete standardvigadeta. F-testi olulisuse tõenäosus $p = 2,73 \times 10^{-15}$ kinnitab mudeli statistilist olulisust ning t-testi tulemus viitab nii konstandi kui ka kõigi mudeli sõltumatute muutujate parameetrite hinnangute statistilisele olulisusele olulisuse nivool 0,01. Mudeli selgitusvõime on 83,35% ja erinevus mitmese korrelatsioonikordajaga on küllaltki väike. (vt lisa 32) Mida väiksem on nimetatud näitajate vahe, seda paremini on seletavad muutujad (X) mudelisse valitud. Saamaks heteroskedastiivsuse suhtes kohandatud standardvigu on sama mudeli hindamisel kasutatud ka robustseid standardvigu (HAC). Tabelis 2. on toodud parameetrite hinnangud koos mitterobustsete ja robustsete standardvigadega.

Tabel 2. Regressioonanalüüsi mudeli parameetrite robustsed ja heteroskedastiivsuse suhtes mittekohandatud standardvead

Y = sd_1_MT_100tuh			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Parameetri robustne standardviga
const	-0,31	0,11	0,11
sd_1_RINGLUS_100	0,33	0,12	0,14
sd_TOOTUD_100	-0,00	0,00	0,00
d_FIX	-0,30	0,07	0,03
d_PROP_muut	0,41	0,05	0,04
sq_d_PROP_muut	0,04	0,01	0,01
Mudeli standardviga		0,53	0,53

Allikas: Autori koostatud (vt lisa 32, 33)

Tabelist (2) nähtub, et mudeli parameetrite robustsed standardvead on väiksemad, kui heteroskedastiivsuse suhtes mittekohandatud standardvead. Sellegipoolest on nii mudeli mitterobustsed kui ka robustsed standardvead piisavalt väikesed tagamaks parameetrite hinnangute täpsuse. Mida väiksemad on mudeli parameetrite standardvead, seda olulisemaks kujunevad parameetrite hinnangud (Vainu 2006, 42). Robustsete standardvigadega läbiviidud regressioonmudeli analüüsi tulemusel on mudel endiselt statistiliselt oluline, sest F-testi olulisuse tõenäosus $p = 4,21 \times 10^{-18} < 0,05$, mis tähendab, et tunnuste parameetrid on nullist erinevad ja avaldavad sõltuvale muutujale (Y) mõju. Parameetrite statistilise olulisuse hindamine t-testiga annab tulemuseks sisuka hüpoteesi, sest kõigi muutujate olulisuse tõenäosus $p < 0,05$. Vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arv on statistiliselt oluline

olulisuse nivool (α) 0,05 ning kõik teised näitajad, kaasaarvatud konstant, näitavad olulisust nivool 0,01. Determinatsioonikordaja annab mudeli selgitusvõimeks endiselt 83,34% ja ka mitmene korrelatsioonikordaja pole robustsete standardvigadega mudeli puhul muutunud. (vt lisa 33) Mudeli ja selle parameetrite hindamisele järgneb log-lin mudeli testimine ja taaskord klassikalise lineaarse regressioonmudeli eelduste kontroll.

3.4.3. Log-lineaarse mudeli testimine

Klassikalise lineaarse regressioonmudeli eelduste kontrollimiseks on käesolevas alapeatükis läbiviidud erinevaid jääkliikmete teste saamaks üheaegselt nii nihketa, efektiivsed kui ka mõjusad mudeli parameetrite hinnangud. Mudeli parameetrite nihketa hinnanguks on vaja, et mudelisse mittelülitatud sõltumatute tunnuste (X) mõju sõltuva tunnuse (Y) keskvaärtusele oleks summarselt null, $E(u_t)=0$. Mudelis, kus sõltuvaks muutujaks on sigarettidelt laekuv aktsiisitulu ja sõltumatuteks tunnusteks töötute arv, sigaretiaktsiisi fikseeritud määr, vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arv, proportsionaalse aktsiisikomponendi muut ja sellele vastav ruutliige, on nimetatud vealiikmete keskvaärtuse nulliga võrdumise eeldus täidetud, sest mudeli hindamisel on mudelisse lülitatud ka konstant. Teise eeldusena on kontrollitud mudeli efektiivsuse nõuet ehk juhuslike liikmete dispersiooni konstantsust, kus $\text{Var}(u_t) = \text{const}$. Kui juhuslike liikmete dispersioonid varieeruvad võib mudeli ja parameetrite olulisuse testimine anda valesid tulemusi. Parameetrite hinnangud ei ole heteroskedastiivsuse ehk dispersioonide varieeruvuse tingimustes enam efektiivsed. Ebaefektiivsed hinnangud muudavad mudeli parameetrite standardvead suuremaks ja usalduspiirid valeks. (Wooldridge 2006, 282) Juhuslike liikmete hajuvust on kontrollitud White'i testiga. Nullhüpoteesiks on seatud, et juhuslike liikmete dispersioon on konstantne ($p>0,05$) ja alternatiivne hüpotees on, et dispersioonid varieeruvad ja esineb heteroskedastiivsus ($p<0,05$). White'i testi olulisuse tõenäosus $p = 0,09$ viitab juhuslike liikmete homoskedastiivsusele ja parameetrite hinnangute efektiivsusele. Järgmise sammuna on Ramsey RESET testiga kontrollitud mudeli matemaatilise kuju õigsust. Testi olulisuse tõenäosuseks on 0,18, mis ületab olulisuse nivoo 0,05 ja tõestab matemaatilise mudeli kuju õigsust. (vt lisa 33) Parameetrite hinnangute usalduspiiride leidmisel lähtutakse aga parameetri hinnangute standardiseeritud erinevustest võrreldes parameetri tegeliku väärtusega. Näiteks sigarettide aktsiisi fikseeritud määra alumine (-0,15) ja ülemine (-0,45) usalduspiir näitab, et fikseeritud aktsiisimäär 1-eurose tõstmisega kaasneb 95%-lise

tõenäosusega maksutulude vähenemine 15% - 45% ulatuses. Sarnastel alustel saame järeldada ka, et töötute arvu kasv 100 töötaja võrra viib 0,5% - 0,2%-lise maksutulude vähenemisele. (vt lisa 34)

Kolmanda eeldusena on kontrollitud ega mudelis ei esine aegridadele kõige iseloomulikumat probleemi ehk jääkliikmete omavahelist korreleerumist. Aegrea autokorrelatsioon $Cov(u_t, u_j) \neq 0$ on perioodil t esineva aegrea väärtuse sõltuvus varasemate perioodide väärtustest. Programmis *Gretl* on jääkliikmete vahelise autokorrelatsiooni testimiseks kasutatud Durbin-Watsoni testi. Nullhüpoteesiks on autokorrelatsiooni nulliga võrdumise eeldus ja sisukaks hüpoteesiks, et juhuslike liikmete vaheline kovariatsioon $\neq 0$. Durbin-Watsoni statistiku olulisuse tõenäosus $p = 0,23$ ehk jääkliikmete vahelisest korreleerumisest antud mudeli taustal rääkida ei saa (vt lisa 35). Järgnevalt on kontrollitud vaatluse all oleva mudeli multikollineaarsuse probleemi võimalikkust. Multikollineaarsuse mõju seisneb selles, et juhul, kui kaks või enam faktorit on omavahel tugevas korrelatiivses seoses, siis vähimruutude meetodil saadud võrrandisüsteemi maatriksi determinant on nullilähedane, mis viib parameetrite hinnangud nihkesse (Vainu 2006, 43). Kontrollimaks, ega sõltumatute tunnuste vahel pole eksisteerimas tugevat lineaarset seost, on mudelis läbiviidud multikollineaarsuse tugevuse hindamine dispersiooni inflatsiooniteguriga VIF, mis peab olema väiksem kümnest (<10). Nimetatud test programmis *Gretl* multikollineaarsusele ei viita, mis tagab hinnangute stabiilsuse ning parameetrite märgilise vastavuse majandusteooriaga (vt lisa 36). Klassikalise lineaarse regressioonmudeli viimase eeldusena on Jarque-Bera ja Doornik-Hanseni testiga testitud, kas mudeli jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Nullhüpoteesiks oleks siinkohal, et alluvad ning juhul, kui Doornik-Hanseni või Jarque-Bera testi olulisuse tõenäosus (p) jääb alla olulisuse nivood (α) 0,05, on nullhüpotees tagasi lükatud ja vastu võetakse sisukas hüpotees, mille kohaselt jääkliikmete jaotus olulisuse nivool 0,05 normaalile ei allu. Kui juhuslikud liikmed alluvad normaaljaotusele on parameetrite hinnangud mõjusad ning parameetri hinnang koondub tõenäosuse järgi parameetri tegelikuks väärtuseks. Jarque-Bera testi läbiviimiseks peab pärast regressioonmudeli hindamist salvestama jääkliikmed ja testima eraldi nende normaaljaotumist. Jarque-Bera jääkliikmete normaaljaotuse testi olulisuse tõenäosus $p = 4,29 \times 10^{-14}$, mis on väiksem kui olulisuse nivoo $\alpha = 0,05$ ehk vastu võetakse sisukas hüpotees, milles jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Jarque-Bera testi puuduseks on, et see annab korrektse tulemuse vaid suurte valimite korral. Sellest tulenevalt on jääkliikmete

normaaljaotuse kontroll läbiviidud ka Doornik-Hanseni testi kasutades. Viimane annab tulemuseks, et teststatistiku olulisuse tõenäosus $p = 0,02 < 0,05$, mis viitab olulisuse nivool 0,05 küll parameetri hinnangute mittemõjususele, kuid olulisuse nivool 0,01 võib jääkliikmete normaaljaotuse eelduse lugeda täidetuks. (vt lisa 37) Pärast vaatluse all oleva mudeli ja selle parameetrite hindamist ning vähimruutude meetodi kasutamiseks vajalike klassikalise lineaarse regressioonmudeli kontrollimist on saadud mudel, mille parameetrite hinnangud on samaaegselt mõjusad, nihketa ja efektiivsed. Alljärgnevas tabelis (3) on toodud regressioonanalüüsi tulemused, milles sigaretitulu laekumisele on mõju avaldavad töötute arv, vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide kogus, sigaretiaktsiisi fikseeritud määr ning proportsionaalse määra muutus koos vastava ruutliikmega.

Tabel 3. Lõpliku regressioonanalüüsi tulemused

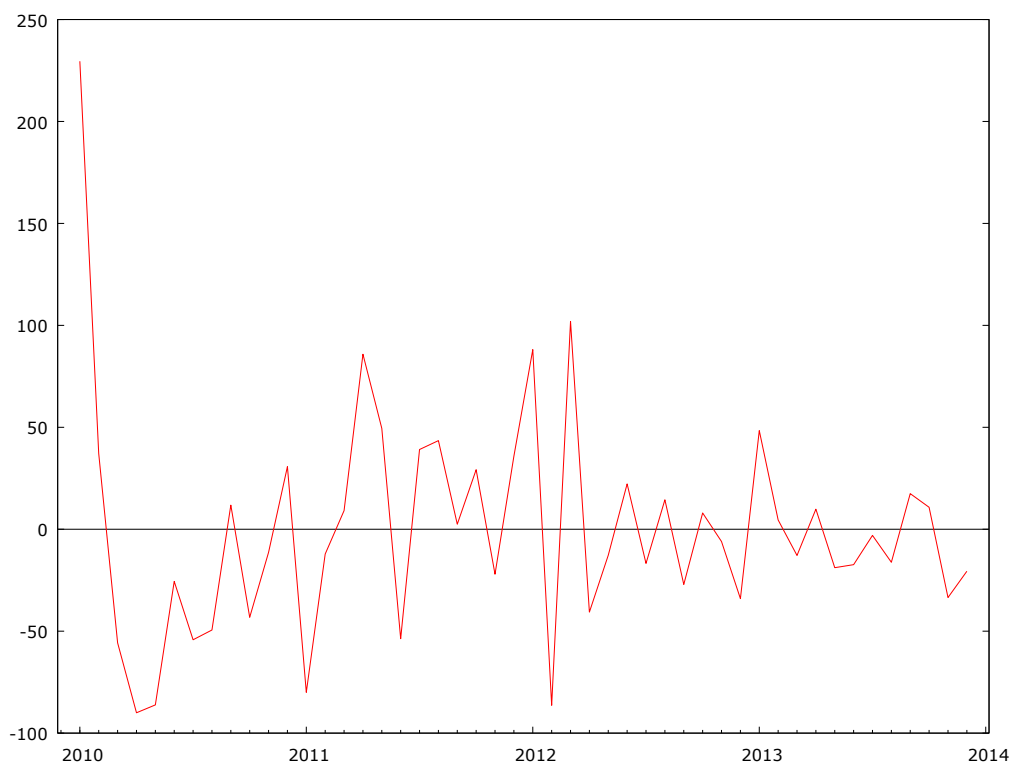
Y = sd_1_MT_100tuh			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri robustne standardviga	Parameetri olulisuse tõenäosus
const	-0,31	0,11	0,01
sd_1_RINGLUS_100	0,33	0,14	0,02
sd_TOOTUD_100	-0,00	0,00	0,00
d_FIX	-0,30	0,03	0,00
d_PROP_muut	0,41	0,04	0,00
sq_d_PROP_muut	0,04	0,01	0,00
Determinatsioonikordaja			0,83
Korrigeeritud determinatsioonikordaja			0,81
F-statistiku olulisuse tõenäosus			0,00
Vaatluste arv			48

Allikas: Autori koostatud (vt lisa 33)

Vaatamata ülalesitatud mudeli parameetrite hinnangute nõuetele vastavusele on järgnevalt läbiviidud täiendavad kontrollid saadud regressioonmudeli adekvaatsuse paikapidavuse tõestamiseks. Kindlustamaks, et sesoonsus on vaatluse all olevast mudelist eemaldatud ning kõnealuseid aegridu iseloomustab statsionaarsus, on läbiviidud regressioonmudeli hindamine fiktiivsete muutujate (*periodic dummies*) lisamisel. Olulisuse nivool $\alpha = 0,05$ on iga perioodi fiktiivne muutuja statistiliselt ebaoluline ehk sesoonsuse mõju on mudelist täielikult likvideeritud (vt lisa 38). Kuna vähimruutude meetodi kasutamise eelduste kontrollimisel on

põhifookus mudeli jääkliikmetel on pärast eelkirjeldatud mudeli diagnostikat kontrollitud ka jääkliikmete statsionaarsust. Üheks statsionaarsuse kontrollvõimaluseks on visuaalsel vaatlusel hinnata, kas jääkliikmed moodustavad valge müra. Joonisel 3. on esitatud vaatluse all oleva regressioonmudeli jääkliikmete graafik, milles jääkliikmed näivad statsionaarsetena.

Joonis 3. Regressioonmudeli jääkliikmete juhuslikkus



Allikas: Mudeli jääkliikmete joonis programmis Gretl

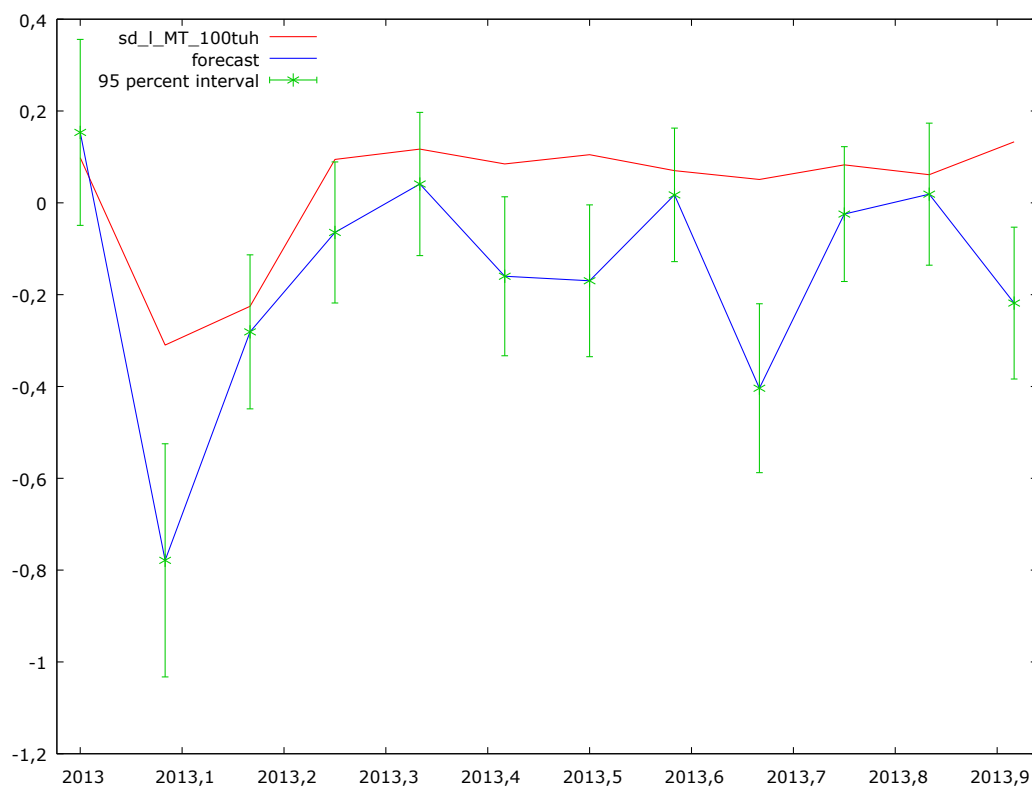
Jääkliikmete valge müra moodustumist on kontrollitud ka korrelogrammiga, milles olulisuse nivool $\alpha = 0,05$ saab kinnitust jääkliikmete valge müra eksistents (vt lisa 39). Valge müra on juhuslik statsionaarne protsess, mille korral igale ajahetkele t vastavad juhuslikud suurused on (Wooldridge 2006, 360):

- 1) üksteisest sõltumatud, kus $Cov(u_t, u_{t-j})=0$ iga t ja $j \neq 0$ korral;
- 2) konstantse keskvärtusega $E(u_t)=\mu$;
- 3) konstantse dispersiooniga $Var(u_t)=const$.

Valge müra tähtsaim omadus on autokovariatsiooni puudumine ehk sõltumatus. Sõltuva muutuja aktuaalsete väärtuste ja mudeli põhjal leitud väärtuste graafikuga saab tutvuda

lisa 40. Olles veendunud käesolevas töös modelleeritud ökonomeetrilise mudeli tulemuste korrektsuses on viimase etapina läbiviidud prognoosimine perioodil jaanuar kuni detsember 2013. aastal. Nimetatud tegevus on vajalik kontrollimaks ega tegeliku ja prognoositava mudeli vahel ei eksisteeri olulisi erinevusi. Joonisel 4. kajastub teostatud prognoosimise tulemus maksutulu keskmise väärtuse suhtes.

Joonis 4. Sõltuva muutuja aktuaalsed väärtused ja prognoos perioodil 2009-2013 (kuud)



Allikas: Lisa 41

Prognoosi hinnangute laiadest usalduspiiridest 95%-lisel tõenäosusel järeldub, et prognoosi hinnangud on mõjusad, kuid ei ole efektiivsed (vt lisa 41). Ebaefektiivne hinnang mudelis vaatluse all olevate parameetrite väärtusi ei mõjuta ja sellest tulenevalt on sigarettide maksutulu mõjude hindamine siiski võimalik ning adekvaatne.

3.5. Järeldused

Käesolevas töös on vaatluse all sigarettidele kehtestatavast aktsiisist laekuv maksutulu ja seda mõjutavad sõltumatud tegurid. Läbiviidud regressioonimudeli analüüsi tulemused kinnitavad, et mudeli jääkliikmed alluvad normaaljaotusele usaldusnivool 0,01 ($p=0,02$). Juhuslikud liikmed ei korreleeru seletavate tunnustega ega ka omavahel, mis viitab sellele, et mudelis puudub endogeensus ja autokorrelatsioon. Eeltoodust tulenevalt on sigarettidelt laekuva aktsiisitulu ja seda mõjutavate tegurite regressioonvõrrand alljärgnev:

$$\Delta \ln Y = -0,312^{***} + 0,333 \Delta \ln X_1^{**} - 0,004 \Delta X_2^{***} - 0,304 \Delta X_3^{***} + 0,413 \Delta X_4^{***} + 0,045 \Delta X_4^2^{***} + u_t$$

(0,111) (0,140) (0,001) (0,033) (0,043) (0,011) (5)

$$R^2 = 83,35\%$$

$$T = 48$$

kus

Y – sigarettidelt laekuv maksutulu sadades tuhandetes eurodes;

X₁ – vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arv sadades tuhandetes;

X₂ – töötute arv sadades;

X₃ – sigaretiaktsiisi fikseeritud määr 1 000 sigareti kohta eurodes;

X₄ – sigaretiaktsiisi proportsionaalse komponendi muut 1 000 sigareti kohta eurodes;

X₄² - sigaretiaktsiisi proportsionaalse komponendi muudu ruutliige;

*** - Mudeli parameetrite hinnangu statistiline olulisus olulisuse nivool 0,01;

** - Mudeli parameetrite hinnangu statistiline olulisus olulisuse nivool 0,05;

Koefitsientide all olevates sulgudes on esitatud vastavate mudeli parameetrite robustsed standardvead.

Regressioonvõrrandi (5) kohaselt sõltub Eesti riigieelarvesse sigarettidelt laekuv maksutulu vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide ja töötute arvust ning sigaretiaktsiisi fikseeritud ja proportsionaalsest komponendist. Iga 1%-line tõus ringlusesse lastud sigaretipakkide arvus *ceteris paribus* tingimustel toob kaasa 33,3%-lise kasvu maksutuludes. Nii töötute arv kui ka sigaretiaktsiisi fikseeritud määr avaldavad funktsioontunnusele negatiivset mõju ning sigaretiaktsiisi proportsionaalne komponent koos vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide

arvuga mõjutavad riigieelarvesse laekuvat aktsiisitulu positiivselt. Kui töötute arv kasvab 100 töötaja võrra *ceteris paribus* tingimustel, vähendab see riigieelarvesse laekuvat maksutulu 0,4% võrra. Tulemus on kooskõlas empiiriliste uuringute ja autori eeldustega, mille kohaselt töötute arvu kasv tingib sissetulekute vähenemise ja seeläbi sõltuvustoote müügikoguse languse. Maksutulu vähenemine kaasneb ka sigaretiaktsiisi fikseeritud määra tõstmisel. Fikseeritud määra 1-eurose tõstmisega kaasneb riigieelarvesse laekuva aktsiisitulu langus 30,4%. Seda, kas langus on tingitud tarbimise vähenemisest, salasigaretide tarbimise kasvust või tarbimisharjumuste muutumisest on raske hinnata, kuid fikseeritud aktsiisimäära mõju järgmise perioodi maksubaasile on olulise tähtsusega. Fikseeritud määra tõstmisega kaasnev maksutulu langus on kompenseeritav proportsionaalse aktsiisimäära muutusega. Proportsionaalse aktsiisimäära muutus tõstab maksutulu $\frac{\partial \ln(y)}{\partial x_4} = \beta_4 + 2\beta_5 \Delta X_4$, mis tähendab, et iga 1-eurone proportsionaalse määra positiivne muutus viib maksutuludele suurenemisele $0,413 + 2 \times 0,045 \times 1 = 0,503$ ehk 50,3% ulatuses. Kuna sigarettide aktsiisi komponentideks on nii fikseeritud kui ka proportsionaalne määr on maksutulude laekumise seisukohast oluline käsitleda nimetatud tegureid koos. Kogu sigarettide aktsiisi mõju laekuvale maksutulule on väljendatav mudeli parameetrite netomõju arvutamise teel, ehk nii fikseeritud kui proportsionaalse maksumäära tõstmine 1-euro võrra suurendab maksutulu $\beta_3 + \beta_4 + 2\beta_5 \Delta X_4 = -0,304 + 0,413 + 2 \times 0,045 \times 1 = 0,199$ ehk 19,9%. Mõlema maksumäära 2-euro suurune tõus toob vastavalt kaasa maksutulude 28,9%-lise kasvu ja nii edasi. Eelpool kirjeldatud tulemustest järeldub, et kahekomponendilise maksustruktuuri mõju Eesti riigieelarvele on komponentide lõikes erinev, tuues fikseeritud komponendi tõustes kaasa maksutulude vähenemise ning proportsionaalse komponendi tõustes aktsiisitulude suurenemise. Kahe komponendi koosmõju laekuvale maksutulule on aga positiivne, mis õigustab sigaretiaktsiisi tõstmise kui riigieelarve tuludesse panustava instrumendi kasutamise ning Euroopa Liidu direktiiviga ettenähtud sigarettide aktsiisimäärade tõusu oodatav mõju Eesti maksutuludele on positiivne. Mudeli interpreteerimise keerukuse vältimiseks on jäetud kõrvale fikseeritud ja proportsionaalse komponendi interakteeritud mõju, mis on üheks mudeli edasiarendamise võimaluseks.

KOKKUVÕTE

Sigaretidele kehtestatav aktsiis on riigieelarve tulude laekumisse panustav kaudne tarbimismaks, mis lisaks fiskaalsele eesmärgile täidab ka tarbimise vähendamise seonduvat mittefiskaalset eesmärki. Sigaretid on mitmete empiiriliste uuringute alusel hinnatud olema mitteelastse nõudlusega kaubagrupp. See tähendab, et aktsiisist põhjustatud hinnatõus toob kaasa küll sigarettide tarbimise vähenemise, kuid see pole piisav avaldamaks laekuvale aktsiisitulule negatiivset mõju.

Käesoleva töö eesmärgiks on leida sigaretiaktsiisi riigieelarvesse laekumist mõjutavad olulisemad tegurid ja muuhulgas hinnata Euroopa Liidu Nõukogu direktiiviga sätestatud kahekomponendilise maksustruktuuri fikseeritud ja proportsionaalse määra eraldiseisvat mõju Eesti valitsuse maksutuludele. Eesmärgi saavutamiseks on läbiviidud ökonomeetrilise mudeli hindamine, kus sigarettidelt laekuva maksutulu mõjuteguritena on hinnatud töötute arvu, reaalpalka, päevade arvuga kuus kohandatud vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu, sigaretiaktsiisi reaalselt fikseeritud ja proportsionaalset määra, majandusalusaldusindeksit ning reaalselt impordi. Mudeli ökonomeetrilisel modelleerimisel on kasutatud vähimruutude meetodit ja aegridade kuist analüüsi ajaperioodil 2009-2013. Enne aegridade analüüsi kaasneb aegridade tasandamine selliselt, et vaatluse all olevad aegread saavutaksid statsionaarsuse. Statsionaarsus on aegridade oluliseim eeldus enne vähimruutude meetodi kasutamist. Statsionaarsuse saavutamiseks on vaja eemaldada vaatluse all olevatest aegridadest aegridadele omane trend ning sesoonsus. Eelmainitu tarbeks on reaalpalka ja sigarettide aktsiisi proportsionaalse komponendi sesoonsust sisaldavad arvulised näitajad esitatud mudelis muutusena, mida on koos fikseeritud määra, impordi ja majandusalusaldusaldusindeksi arvulistest näitajatest trendi eemaldamiseks diferentsitud. Sesoonsust sisaldavat töötute arvu ning päevade arvuga kuus kohandatud riigieelarvesse laekuvat reaalselt aktsiisitulu ja ringluses olevat sigaretipakkide arvu on aga statsionaarsuse saavutamiseks sesoonselt diferentsitud, kusjuures omavahel positiivses lineaarses seoses olevat maksutulu ja ringluses olevate sigaretipakkide arvu näitajat on eelnevalt ka

logaritmitud. Aegridade tasandamisele järgnevalt on läbiviidud mudeli ja selle parameetrite hindamine ning mitmed testid modelleeritava mudeli adekvaatsuse kontrolliks.

Empiirilise analüüsi tulemustest järeldub, et nii reaalpalga, majandusosalduindeksi kui ka reaalse impordi mõju laekuvale maksutulule on statistiliselt ebaolulise tähtsusega, mis lükkab ümber hüpoteesid reaalpalga, majandusosalduindeksi ning impordi positiivsest mõjust sigarettidelt laekuvale aktsiisile. Ilmselt ei osutu reaalpalk ja majandusosalduindeks olulisteks seetõttu, et ringlusesse lubatud sigarettide arv ning tööpuudus korreleeruvad reaalpalga ja majandusosalduindexiga ning püüavad viimaste näitajate mõju kinni. Kinnitust saavad aga hüpotees vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu ja proportsionaalse määra positiivsest mõjust ning hüpotees fikseeritud määra ja töötute arvu negatiivsest mõjust laekuvale aktsiisitulule. Modelleeritava mudeli selgitusvõime on 83,35%, mis tähendab, et 16,65% ulatuses on aktsiisitulude laekumises avalduvad mõjutegurid kandunud mudeli jääkliikmesse. Kuna autoril ei õnnestunud hankida usaldusväärset statistilist andmestikku salasigaretide leviku kohta või suitsetajate sotsiaal-majandusliku koosseisu kohta kajastuvad need mõjud maksutuludele mudeli jääkliikme hajuvuses.

Vabasse ringlusesse lubatud sigaretipakkide arvu tõustes 1% võrra, kaasneb kõigi muude tingimuste samaks jäädes maksutulude suurenemine 33,3% ulatuses olulisuse nivool 0,05. Maksutulude suurenemine kaasneb ka sigarettide aktsiisi proportsionaalse määra ühe-eurosel tõstmisel, mil täiendava laekuva maksutulu kasv küündib 41,3%-ni olulisuse nivool 0,01. Kuna proportsionaalse määra muutus avaldab funktsioontunnusele positiivset mõju, on majandusteoreetilisi Lafferi seisukohti arvesse võttes mudelis analüüsitud ka proportsionaalse määra ruutliiget, mis osutub mudelis statistiliselt oluliseks. Proportsionaalse maksumäära tõus 1 euro võrra suurendab maksutuluid 50,3%. Osakaaluna sigarettide kaalutud keskmisest jaehinnast makstav proportsionaalne aktsiis on tänu Eestis kehtivatele madalatele sigarettide jaehindadele küllaltki väike, mistõttu ei kaasne nimetatud määra tõusuga ka märkimisväärset negatiivset mõju laekuvale aktsiisitulule. Sama ei saa öelda fikseeritud määra tõstmise kohta, mis avaldub olulise tegurina sigarettide kõrgemates jaehindades ja toob kaasa müügikoguse languse, mis võib omakorda viia maksutulude vähenemiseni. Fikseeritud aktsiisimäära 1-eurosel tõstmisel langeb riigieelarvesse laekuv maksutulu 30,4% olulisuse nivool 0,01, mis jääb alla sigarettide aktsiisi proportsionaalse määra tõstmise positiivsele mõjule. Fikseeritud ning proportsionaalse maksumäära koondmõju maksumäära tõstmisel 1 euro võrra on positiivne ning võrdub 19,9%-lise

maksutulu kasvuga. Maksutulude laekumisele avaldab negatiivset mõju ka töötute arvu suurenemine, kus töötute arvu kasv 100 töötü võrra vähendab maksutulu laekumist 0,4%, sest töötuse levik viib sissetulekute vähenemiseni, mis omakorda muudab tarbijad kõrgete sõltuvustoodete jaehindade osas enam elastsemaks.

Käesolevas magistritöös läbiviidud ökonomeetiline mudeli analüüs kinnitab küll sigaretiaktsiisi fikseeritud ja proportsionaalse komponendi erinevat mõju Eesti riigieelarvesse laekuvatele maksutuludele, kuid nimetatud tegurite positiivne netomõju laekuvale maksutulule õigustab sigaretiaktsiisi tõstmise kui riigieelarve tulusid suurendava vahendi kasutamise ka järgnevatel aastatel.

VIIDATUD ALLIKAD

Alkoholiaktsiisi seadus. Vastu võetud Riigikogus 08. novembril 1995. a - RT I 1995, 87, 1539

Alkoholi-, tubaka-, kütuse- ja elektriaktsiisi seadus. Vastu võetud Riigikogus 04. detsembril 2002. a – RT I, 2003, 2, 17; RT I, 21.03.2014, 35

Alkoholi-, tubaka-, kütuse- ja elektriaktsiisi seaduse ning vedelkütuse erimärgistamise seaduse muutmise seadus. Vabariigi Valitsuse kodulehekülj. <http://eelvoud.valitsus.ee/main/mount/docList/8fb23828-68a4-4e44-998c-47db0fd80146#emFdwaGZ> (28.12.2014)

Barnett, P. G., Keeler, T. E., Teh-wei Hu (1992). Oligopoly Structure and the Incidence of Cigarette Excise Taxes.- *Working Papers in Economics*, no 92-202. Berkeley: University of California.

Becker, G. S., Murphy, K. M., Grossmann, M. (1994). An Empirical Analysis of Cigarette Addiction. – *American Economic Review*, pp. 396-418.

Cebula, R. J., Foley, M., Houmes, R. (2011). Empirical analysis of the impact of cigarette excise taxes on cigarette consumption: estimates from recent state-level data. – *Journal of Economics & Finance*, pp. 164-180.

Chaloupka, F. J., Warner, K.E. (2000). The Economics of Smoking. - *The Handbook of Health Economics*. New York: Elsevier Science.

Chaloupka, F. J., Peck, R., Tauras, J. A., Xu, X., Yurekli, A. (2010). The Impact of Tax Structure on Prices, Revenues, and Cigarette Smoking. – *National Bureau of Economic Research*, Cambridge: August 2010.

Chiles, T. W., Sollars, D. L. (1993). Estimating Cigarette-Tax Revenue. – *Journal of Economics and Finance*. Vol. 17. (3), pp. 1-15.

Council Directive 2011/64/EU of 21 June 2011 on the structure and rates of excise duty applied to manufactured tobacco. – *Official Journal of the European Union*. L 176, pp. 24-31.

Cnossen, S. (2005) *Theory and Practice of Excise Taxation: Smoking, Drinking, Gambling, Polluting, and Driving*. Oxford: Oxford University Press.

- Eesti Reformierakonna ja ja Sotsiaaldemokraatliku Erakonna koalitsiooni tegevuskava 2014 - 2015. Vabariigi Valitsuse kodulehekülj. <https://valitsus.ee/UserFiles/valitsus/et/valitsus/tegevusprogramm/Kevadkoalitsiooni%20tegevuskava.pdf> (01.10.2014)
- Eesti Vabariigi karusnahaaktsiisi seadus. Vastu võetud Riigikogus 11. novembril 1991. a – RT 1991, 40, 492.
- Elster, J. U., Sirens (1979). *Studies in rationality and irrationality*. Cambridge: Cambridge University Press, pp. 395-433
- Excise Duty Tables. Part III - Manufactured Tobacco. European Commission. http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/taxation/excise_duties/tobacco_products/rates/excise_duties-part_iii_tobacco_en.pdf (12.11.2014)
- Farrelly, M. C., Nimsch, C. T. (2003). Impact of Cigarette Excise Tax Increases in Low-Tax Southern States on Cigarette Sales, Cigarette Excise Tax Revenue, Tax Evasion, and Economic Activity.- *Research Triangle Institute International*, September 2003, pp. 1 - 41.
- Fullerton, D., Metcalf, G. E. (2002). Tax Incidence. – *NBER Working Papers 8829*. National Bureau of Economic Research, Inc
- Gallet, C. A., List, J. A. (2003). Cigarette demand: a meta-analysis of elasticities. – *Journal of Health Economics*, Vol. 12. (10), pp. 821–835.
- Gentry, W. M. (1999). Optimal Taxation - *The Encyclopedia of Taxation and Tax Policy*. Publication: Urban Institute Press.
- Grawford, I., Keen, M., Smith, S. (2010). Dimensions of Tax Design. Value Added Tax and Excises: The Mirrlees Review. New York: Oxford University Press.
- Grossman, M., Sindelar, J. L., Mullahy, J., Anderson, R. (1993). Policy Watch – Alcohol and Cigarette Taxes. – *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 7. (4), pp 211-222.
- Harding, M., Leibtag, E., Lovenheim, M. F. (2012). The Heterogeneous Geographic and Socioeconomic Incidence of Cigarette Taxes: Evidence from Nielsen Homescan Data. – *American Economic Journal: Economic Policy* 2012, Vol. 4. (4), pp. 169-198.
- Hindriks, J., Myles, G. D. (2006). *Intermediate Public Economics*. Cambridge: The MIT Press.
- Illegaalse tubakatoodete tarbimine ja kaubandus Eestis 2012 (elanike hinnangute alusel). Eesti Konjunktuuriinstituut. [http://www.ki.ee/publikatsioonid/valmis/Illegaalse_tubakatoodete_tarbimine_ja_kaubandus_Eestis_2012_\(elanike_hinnangute_alusel\).pdf](http://www.ki.ee/publikatsioonid/valmis/Illegaalse_tubakatoodete_tarbimine_ja_kaubandus_Eestis_2012_(elanike_hinnangute_alusel).pdf) (01.10.2014)

- Kaupade eksport, import ja bilanss (kuud). Eesti Statistikaamet. http://pub.stat.ee/px-web.2001/Dialog/varval.asp?ma=VK08&ti=KAUPADE+EKSPORT%2C+IMPORT+JA+BILANSS+%28KUUD%29&path=../Database/Majandus/25Valiskaubandus/03Valiskaubandus_alates_2004/&lang=2 (10.12.2014)
- Keskmine bruto- ja netokuupalk (kuud). Eesti Statistikaamet. http://pub.stat.ee/px-web.2001/Dialog/varval.asp?ma=PA51&ti=KESKMINE+BRUTO-+JA+NETOKUUPALK+%28KUUD%29&path=../Database/Majandus/12Palk_ja_toojeukulu/01Palk/04Luhiajastatistika/&lang=2 (07.12.2014)
- Konjunktuuribaromeetrid Eesti majandussektorite lõikes. Eesti Konjunktuuriinstituut. <http://www.ki.ee/> (01.12.2014)
- Lehis, L. (2007). Aktsiiside olemusest, ajaloost ja põhimõtetest. – MaksuMaksja, 6/7 2007. Tallinn: MaksuMaksjate Liidu Kirjastus OÜ, lk 40-43
- Maksudkorralduse seadus. Vastu võetud Riigikogus 20. veebruaril 2002. a – RT I 2002, 26, 150; RT I 2005, 68, 528.
- Maksustamine ning aktsiisid Eestis. - *Eesti Statistika kvartalikiri*, nr. 2/13. Põhineb Monika Sadilovi 2012. aastal kaitstud bakalaureusetööl, juhendaja Kandela Õun. Pärnu: Tartu Ülikooli Pärnu kolledž.
- Moore, J., Jha, P., Chaloupka, F. J., Gajalakshimi, V., Gupta, P. C., Peck, R., Asma, S., Zatonski, W. (2006). Disease Control Priorities in Developing Countries. Tobacco addiction., pp. 869-885.
- Mootorsõidukiaktsiisi seadus. Vastu võetud Riigikogus 08. veebruaril 1995. a - RT I 1995, 17, 236
- O' Donell, O., Delipalla, S. (2001). Estimating tax incidence, market power and market conduct: The European cigarette industry.- *International Journal of Industrial Organization*. Vol. 19, pp. 885-908.
- Paas, T. (1995). Sissejuhatus ökonomeetriasse. Tartu: Tartu Ülikooli Kirjastus.
- Pakendiaktsiisi seadus. Vastu võetud Riigikogus 19. detsembril 1996. A – RT I 1997, 5, 31
- Registreeritud töötud piirkonna/haldusüksuse järgi (kuud). Eesti Statistikaamet. <http://pub.stat.ee/px-web.2001/Dialog/varval.asp?ma=TT64&ti=REGISTREERITUD+T%D6%D6TUD+PIIRKONNA%2FHALDUS%DCKSUSE+J%C4RGI+%28KUUD%29&path=../Database/Sotsiaalelu/15Tooturg/10Tootud/04Luhiajastatistika/&lang=2> (07.12.2014)
- Riigieelarvesse laekunud maksud (kuud). Eesti Statistikaamet. http://pub.stat.ee/px-web.2001/Dialog/varval.asp?ma=RR027&ti=RIIGIEELARVESSE+LAEKUNUD+MAKSUD+%28KUUD%29&path=../Database/Majandus/14Rahandus/08Valitsemissektori_rahandus/04Maksud/&lang=2 (07.12.2014)

- Stationary and nonstationary time series - Unit root test. Examples.
http://akson.sgh.waw.pl/~ewams/TSA_F05_Q.pdf (07.12.2014)
- Sunley, E. M., Yurekli, A., Chaloupka, F. J. (2000). The design, administration, and potential revenue of tobacco excises. Oxford: Oxford University Press, pp. 409-426.
- Tax Incidence and Efficiency Costs of Taxation - *Public Finance and Public Policy*.
http://eml.berkeley.edu/~saez/course131/taxincidence_ch19.pdf (06.10.2014)
- Tax, price and adult tobacco use. Effectiveness of tax and price policies for tobacco control. -
International Agency for Research on Cancer. Chapter 5., Lyon, France: IARC, 2011.
- The demand for cigarettes and other tobacco products. World Health Organization.
<http://www.who.int/tobacco/economics/meetings/presentations/en/> (01.10.2014)
- The Laffer Curve: Past, Present, and Future. Heritage Foundation.
<http://www.heritage.org/research/reports/2004/06/the-laffer-curve-past-present-and-future> (12.12.2014)
- Tobacco products, Legislation. European Commission.
http://ec.europa.eu/taxation_customs/taxation/excise_duties/tobacco_products/legislation/index_en.htm (07.11.2014)
- Tubakaaktsiis. Maksu- ja tolliamet. <http://www.emta.ee/index.php?id=4245> (10.10.2014)
- Tubakaaktsiisi seadus. Vastu võetud Riigikogus 29. juunil 1994. a – RT I 1994, 54, 901
- Tubaka maksustamine ja ebaseaduslik äri. TobTaxy – Making Tobacco Tax Trendy.
http://sfp.ttp.eu/sites/sfp.ttp.eu/files/SFP%20KIT_ET_v2.pdf (10.10.2014)
- Vabasse ringlusesse lubatud pakside arv: 20 tk pakis, perioodil 2002-2014.
 Rahandusministeeriumi fiskaalpoliitika osakonna poolt kogutud anded (magistritöö tagaküljele lisatud CD).
- Vainu, J. (2006). *Ökonomeetria: Lihtsad mudelid*. Tallinn: Külim.
- Varian, H. R. (2010). *Intermediate Microeconomics: A modern Approach*. 8th ed. New York: W. W. Norton & Company.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 3rd ed. Michigan State University.

SUMMARY

CIGARETTE EXCISE TAXATION: THE IMPACT OF A TWO COMPONENT TAX STRUCTURE ON REVENUES IN ESTONIA 2009-2013

Liis-Ann Pardel

Cigarette excise tax is an indirect tax on consumption, which raises state budget revenues and also fulfills the objective of reducing cigarette consumption. While demand for cigarettes is not as elastic as demand for many other consumer products, there is convincing evidence that increases in cigarette excise taxes (and higher cigarette prices) reduce smoking rates for both adults and youth. Although this does not result in a significant reduction in additional revenue resulting from the tax increase.

The structure of the excise duty on cigarettes must according to Council Directive 2011/64/EU include, in addition to a specific component calculated per unit of the product, a proportional component based on the retail selling price, inclusive of all taxes. This Directive lays down general principles for the harmonisation of the structure and rates of the cigarette excise duty. In harmonisation of structures, the same ratio shall be established for cigarettes in all Member States between the specific excise duty and the sum of the ad valorem excise duty and the turnover tax, in such a way that the range of retail selling prices reflects fairly the difference in the manufacturers' delivery prices. The objective of this study is to investigate the impact of specific and proportional component, along with a variety of other time-varying country-specific economic characteristics on the government revenue. The study adopts a time-series data spanning the period 2009 through 2013 using ordinary least squares (OLS) estimations in *Gretl*. Before regression analysis can be performed time series data must be correctly processed to achieve stationary process. A stationary process is one where the

probability distributions are stable over time, i.e. the joint distribution from which we draw a set of random variables in any set of time periods remains unchanged. Because of the fact that seasonal and trending data are not stationary, the data need to be differenced. After first or seasonal differencing, the series then becomes weakly dependent and stationary as well.

Estimating the impact of specific and proportional component, number of unemployed, real wages, the number of cigarettes in circulation, importation and economic confidence index in log-lin form by OLS on government revenues leads to following results. The impact of real wages, importation and economic confidence index on government revenues is not statistically significant. The number of cigarettes in circulation is statistically significant at the 5% level and other three explanatory variables are statistically significant beyond the 1% level. All of these estimated coefficients on the explanatory variables exhibit the expected signs. The estimated coefficient on number of cigarettes in circulation is positive indicating that 1% increase in number of cigarettes in circulation leads to 33,3% increase in government revenues. Proportional excise tax component is also positive, implying that if the real ad valorem excise tax per 1 000 cigarettes increases by 1 Euro, government real revenues would increase 50,3%. According to the Laffer curve there is also estimated the square of proportional component, which is positive and statistically significant at 1% level. Number of unemployed and specific component are negative indicating that increase in number of unemployed by 100 employee leads to decrease in government revenues by 3,9% and increasing specific excise tax by 1 Euro causes a 30,4% revenue reduction. The whole cigarette excise tax increase by 1 Euro leads to 19,9% increase in government tax revenues from cigarettes. The coefficient of determination (R^2) and adjusted R^2 indicate that the model explains 83,34% of the variation in the dependent variable. The F-statistic is statistically significant at far beyond the 1% level and together with heteroscedasticity-autocorrelation-consistent standard errors attest to the robustness of the model and parameters. All the residual tests indicate that the estimates of the model parameters are simultaneously effective, unbiased and efficacious and thereby allowing to use OLS.

LISAD

Lisa 1. Sigarettidele kehtestatud aktsiis Euroopa Liidu liikmesriikides 01.07.2014.a. seisuga

Riik	Fix 1 000 sigareti kohta (EUR)	Proportsionaalne määr (%)	KKJH 1 000 sigareti kohta (EUR)	Aktsiis kokku (EUR)	Aktsiisi osakaal KKJH- st (%)
AT	40,00	41,00	208,80	125,61	60,16
BE	23,59	50,41	244,11	146,65	60,07
BG	51,64	23,00	118,88	78,98	66,44
CY	55,00	34,00	204,00	124,36	60,96
CZ	46,40	27,00	143,76	85,22	59,28
DE	96,30	21,74	254,50	151,63	59,58
DK	158,55	1,00	271,88	161,27	59,32
EE	46,50	34,00	141,00	94,44	66,98
EL	82,50	20,00	175,15	117,53	67,10
ES	24,10	51,00	215,00	133,75	62,21
FI	28,00	52,00	250,41	158,21	63,18
FR	48,75	49,70	325,00	210,28	64,70
HR	27,57	37,00	134,99	77,52	57,42
HU	42,22	31,00	170,60	95,11	55,75
IE	241,83	8,72	454,50	281,46	61,93
IT	13,10	52,41	229,00	133,11	58,13
LT	45,47	25,00	123,38	76,32	61,85
LU	17,75	48,14	208,51	118,13	56,65
LV	51,80	25,00	129,88	84,27	64,88
MT	82,50	25,00	203,43	133,36	65,55
NL	173,97	0,95	291,91	176,74	60,55
PL	48,87	31,41	140,04	92,86	66,31
PT	87,33	17,00	194,88	120,46	61,81
RO	60,40	19,00	140,54	87,10	61,98
SE	163,33	1,00	286,96	166,20	57,92
SI	67,92	23,01	165,50	106,00	64,05
SK	59,50	23,00	150,11	94,03	62,64
UK	220,61	16,50	420,01	289,91	69,02

Allikas: Excise Duty...

Lisa 2. Aktsiisilaekumine Eestis perioodil 2002-2013

Periood	Aktiisimaks (tuh EUR)	Tubakaaktsiis (tuh EUR)	Sigaretide aktsiis (tuh EUR)	Tubakaaktsiisi osakaal koguaktsiisist (%)
2002	251 654,06	46 174,13	-	18,35
2003	265 981,55	50 204,21	-	18,88
2004	335 179,77	58 665,88	-	17,50
2005	416 990,85	78 965,68	-	18,94
2006	449 302,26	77 213,36	-	17,19
2007	523 742,85	97 732,87	-	18,66
2008	573 377,19	97 123,59	-	16,94
2009	627 469,62	133 444,60	131 410,75	21,27
2010	666 266,82	114 668,13	112 138,64	17,21
2011	716 969,54	144 523,51	143 064,65	20,16
2012	776 241,72	158 254,12	156 763,63	20,39
2013	792 765,44	166 621,25	165 076,28	21,02

Allikas: Riigieelarvesse laekunud...

**Lisa 3. Eesti riigieelarvesse laekunud sigarettide aktsiis perioodil 2009-2013
(tuhandetes eurodes) (kuud)**

Sigarettide aktsiis	2009	2010	2011	2012	2013
Jaanuar	13 009,20	49 544,22	25 933,23	20 525,24	22 421,40
Veebruar	5 784,74	56,15	102,00	3 742,97	2 637,98
Märts	7 827,68	381,03	2 493,29	10 117,05	8 001,42
Aprill	7 049,19	1 696,41	14 259,65	11 859,46	12 911,96
Mai	13 619,49	2 157,56	12 154,90	12 414,34	13 889,87
Juuni	9 672,25	3 281,52	10 459,73	14 231,58	15 471,43
Juuli	10 813,19	6 217,15	14 118,62	13 989,20	15 508,32
August	11 143,82	8 687,46	13 803,50	15 723,30	16 717,58
September	9 813,17	11 504,68	14 485,21	15 235,51	15 764,64
Oktoober	10 225,96	8 457,28	12 777,63	12 622,30	13 370,81
November	10 290,48	10 630,89	10 307,21	13 584,53	14 141,04
Detsember	22 161,59	9 524,28	12 169,68	12 718,16	14 239,83

Allikas: Riigieelarvesse laekunud...

Lisa 4. Eestis registreeritud töötute arv perioodil 2009-2013 (kuud)

Registreeritud töötud	2009	2010	2011	2012	2013
Jaauuar	38 812	91 239	66 810	49 675	42 776
Veebruar	46 411	93 802	66 309	50 073	43 871
Märts	54 979	95 087	65 831	49 296	43 617
Aprill	60 712	91 668	62 009	47 315	41 800
Mai	64 325	85 860	56 265	43 550	37 789
Juuni	67 100	81 050	52 347	41 102	35 410
Juuli	70 244	75 780	49 652	39 462	34 767
August	73 018	72 143	47 754	38 682	33 294
September	76 444	69 829	46 573	37 293	32 272
Oktoober	80 143	67 380	46 421	38 181	32 655
November	84 178	66 745	47 152	39 078	32 971
Detsember	87 282	65 260	47 405	39 670	33 520

Allikas: Registreeritud töötud...

Lisa 5. Keskmise brutokuupalk Eestis perioodil 2009-2013 (eurodes) (kuud)

Brutokuupalk	2009	2010	2011	2012	2013
Jaauar	780,17	744,38	749,26	839,00	876,00
Veebruar	759,53	750,90	785,07	817,00	882,00
Märts	790,78	779,47	843,47	886,00	940,00
Aprill	788,41	788,86	801,11	874,00	957,00
Mai	775,06	791,29	859,56	878,00	954,00
Juuni	875,14	887,80	912,93	948,00	1 014,00
Juuli	766,62	755,24	784,61	861,00	944,00
August	719,77	736,45	817,32	842,00	904,00
September	769,88	784,58	825,53	864,00	942,00
Oktoober	781,38	787,20	812,73	907,00	962,00
November	759,97	807,20	867,76	887,00	968,00
Detsember	809,25	848,55	918,02	957,00	1 028,00

Allikas: Keskmise...

Lisa 6. Keskmise reaalse inflatsiooniga korrigeeritud brutokuupalk Eestis perioodil 2009-2013 (eurodes) (kuud)

Reaalpalk	2009	2010	2011	2012	2013
Jaauar	749,70	749,58	711,87	803,00	846,81
Veebruar	734,88	752,04	742,66	783,99	850,62
Märts	775,02	766,80	801,83	848,54	908,61
Aprill	786,03	766,71	760,24	840,05	928,63
Mai	777,17	767,88	815,92	845,67	923,25
Juuni	883,33	857,43	870,36	912,47	977,17
Juuli	772,29	734,05	746,17	831,02	912,74
August	726,03	715,62	775,05	811,07	878,50
September	782,51	754,66	785,07	832,60	923,05
Oktoober	798,69	751,74	778,45	871,33	947,63
November	776,12	766,62	833,06	855,82	953,93
Detsember	823,32	802,67	885,11	925,03	1 013,57

Allikas: Autori arvutused

Lisa 7. Inflatsioon Eestis perioodil 2009-2013 (kuud) (protsentides)

Inflatsioon	2009	2010	2011	2012	2013
Jaanuar	4,06	-0,69	5,25	4,48	3,45
Veebruar	3,35	-0,15	5,71	4,21	3,69
Märts	2,03	1,65	5,19	4,41	3,45
Aprill	0,30	2,89	5,38	4,04	3,06
Mai	-0,27	3,05	5,35	3,82	3,33
Juuni	-0,93	3,54	4,89	3,89	3,77
Juuli	-0,73	2,89	5,15	3,61	3,42
August	-0,86	2,91	5,45	3,81	2,90
September	-1,61	3,96	5,15	3,77	2,05
Oktoober	-2,17	4,72	4,40	4,09	1,52
November	-2,08	5,29	4,16	3,64	1,47
Detsember	-1,71	5,72	3,72	3,46	1,42

Allikas: Autori arvutused

Lisa 8. Kaupade import Eestis (miljonites eurodes) (kuud)

Import	2009	2010	2011	2012	2013
Jaanuar	565,50	547,30	921,20	1 004,40	1 163,40
Veebruar	560,90	611,70	895,30	1 107,30	1 081,70
Märts	627,70	806,80	1 175,30	1 229,20	1 143,90
Aprill	599,30	700,10	1 170,20	1 166,10	1 227,40
Mai	546,40	795,50	1 151,30	1 180,90	1 205,80
Juuni	626,50	758,10	1 001,80	1 173,00	1 160,90
Juuli	603,10	732,70	1 015,00	1 184,20	1 146,70
August	585,30	771,20	1 099,90	1 257,30	1 112,70
September	636,20	851,60	1 103,80	1 177,40	1 144,80
Oktoober	616,70	857,60	1 078,60	1 331,60	1 236,00
November	653,50	904,70	1 115,70	1 164,50	1 158,50
Detsember	648,90	931,10	998,60	1 120,50	1 024,40

Allikas: Kaupade...

Lisa 9. Majandusaldusindeks Eestis aastatel 2009-2013 (sesoonselt tasandatud) (kuud)

Majandusaldusindeks	2009	2010	2011	2012	2013
Jaanuar	75,30	93,80	110,00	101,30	101,90
Veebruar	71,10	95,60	110,20	101,90	103,00
Märts	69,60	96,10	110,70	103,80	102,30
Aprill	71,90	99,60	109,70	102,90	101,10
Mai	76,70	102,60	109,00	101,80	101,90
Juuni	76,50	102,70	108,30	102,80	100,40
Juuli	77,80	103,60	107,50	101,60	101,10
August	81,50	106,10	105,90	102,20	101,90
September	85,50	104,40	103,80	100,50	102,20
Oktoober	88,10	107,70	100,90	100,00	103,30
November	90,80	107,60	101,20	99,30	103,70
Detsember	92,40	108,80	101,30	101,80	102,70

Allikas: Konjunkturibaromeetrid...

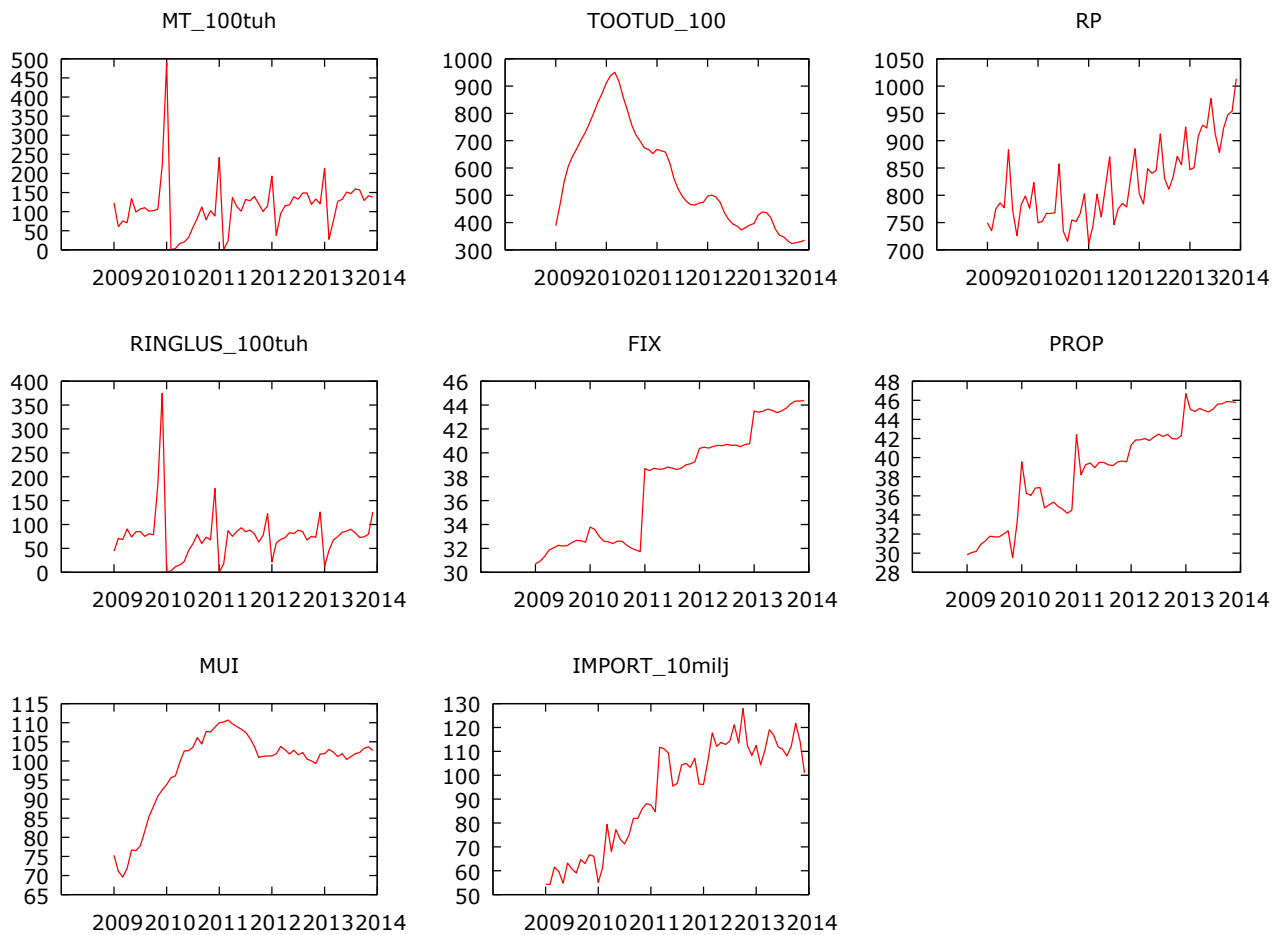
Lisa 10. Ökonomeetrilise mudeli modelleerimiseks kasutatavad andmed perioodil 2009-2013 (kuud)

Period	MT_ 100tuh (EUR)	TOOTUD_ 100	RP (EUR)	RINGLUS_ 100tuh	FIX (EUR)	PROP (EUR)	MUI	IMPORT_ 10milj (EUR)
2009:01	122,74	388,12	749,70	44,05	30,71	29,82	75,30	54,34
2009:02	60,84	464,11	734,88	71,01	30,92	30,06	71,10	54,27
2009:03	75,32	549,79	775,02	68,41	31,32	30,18	69,60	61,52
2009:04	71,30	607,12	786,03	90,71	31,86	30,92	71,90	59,75
2009:05	134,09	643,25	777,17	73,80	32,05	31,28	76,70	54,79
2009:06	99,05	671,00	883,33	84,77	32,26	31,78	76,50	63,24
2009:07	106,95	702,44	772,29	85,18	32,20	31,70	77,80	60,76
2009:08	110,37	730,18	726,03	75,09	32,24	31,70	81,50	59,04
2009:09	101,20	764,44	782,51	80,58	32,48	32,00	85,50	64,66
2009:10	102,63	801,43	798,69	78,43	32,67	32,33	88,10	63,04
2009:11	106,62	841,78	776,12	183,55	32,64	29,51	90,80	66,74
2009:12	221,38	872,82	823,32	374,89	32,52	33,31	92,40	66,02
2010:01	489,85	912,39	749,58	0,36	33,78	39,56	93,80	55,11
2010:02	0,61	938,02	752,04	2,92	33,60	36,27	95,60	61,26
2010:03	3,68	950,87	766,80	11,80	33,00	36,04	96,10	79,37
2010:04	16,73	916,68	766,71	15,19	32,61	36,81	99,60	68,04
2010:05	20,56	858,60	767,88	22,40	32,56	36,88	102,60	77,20
2010:06	32,15	810,50	857,43	45,14	32,40	34,74	102,70	73,22
2010:07	59,33	757,80	734,05	59,94	32,61	35,07	103,60	71,21
2010:08	82,88	721,43	715,62	79,06	32,60	35,35	106,10	74,94
2010:09	112,27	698,29	754,66	60,08	32,27	34,87	104,40	81,91
2010:10	79,30	673,80	751,74	73,43	32,04	34,60	107,70	81,90
2010:11	102,44	667,45	766,62	68,02	31,86	34,17	107,60	85,92
2010:12	88,46	652,60	802,67	175,33	31,74	34,52	108,80	88,08
2011:01	241,92	668,10	711,87	0,55	38,68	42,39	110,00	87,52
2011:02	1,05	663,09	742,66	17,43	38,51	38,19	110,20	84,69
2011:03	23,27	658,31	801,83	87,14	38,70	39,25	110,70	111,73
2011:04	137,30	620,09	760,24	75,17	38,63	39,44	109,70	111,05
2011:05	113,28	562,65	815,92	85,53	38,64	38,95	109,00	109,28
2011:06	101,17	523,47	870,36	93,19	38,81	39,51	108,30	95,51
2011:07	131,83	496,52	746,17	84,83	38,72	39,49	107,50	96,53
2011:08	128,52	477,54	775,05	88,25	38,60	39,24	105,90	104,30
2011:09	139,76	465,73	785,07	80,68	38,71	39,17	103,80	104,97
2011:10	120,17	464,21	778,45	63,32	38,99	39,54	100,90	103,31
2011:11	100,39	471,52	833,06	77,27	39,08	39,65	101,20	107,11
2011:12	115,20	474,05	885,11	122,81	39,25	39,56	101,30	96,28

2012:01	192,88	496,75	803,00	21,65	40,37	41,32	101,30	96,13
2012:02	37,70	500,73	783,99	61,71	40,48	41,85	101,90	106,26
2012:03	95,13	492,96	848,54	68,73	40,40	41,86	103,80	117,72
2012:04	115,65	473,15	840,05	72,49	40,54	41,99	102,90	112,08
2012:05	117,40	435,50	845,67	82,83	40,63	41,78	101,80	113,74
2012:06	138,98	411,02	912,47	81,06	40,60	42,15	102,80	112,90
2012:07	132,57	394,62	831,02	88,15	40,71	42,45	101,60	114,30
2012:08	148,71	386,82	811,07	84,74	40,63	42,21	102,20	121,11
2012:09	148,96	372,93	832,60	67,50	40,65	42,43	100,50	113,46
2012:10	119,06	381,81	871,33	75,14	40,52	41,98	100,00	127,92
2012:11	132,98	390,78	855,82	73,12	40,70	41,95	99,30	112,36
2012:12	120,70	396,70	925,03	126,16	40,77	42,29	101,80	108,31
2013:01	212,81	427,76	846,81	12,54	43,50	46,70	101,90	112,46
2013:02	27,66	438,71	850,62	45,81	43,40	45,04	103,00	104,32
2013:03	75,94	436,17	908,61	67,51	43,50	44,83	102,30	110,57
2013:04	127,12	418,00	928,63	74,71	43,67	45,15	101,10	119,10
2013:05	131,98	377,89	923,25	83,60	43,55	44,94	101,90	116,69
2013:06	151,27	354,10	977,17	86,36	43,37	44,78	100,40	111,87
2013:07	147,23	347,67	912,74	90,07	43,51	45,09	101,10	110,87
2013:08	159,51	332,94	878,50	82,24	43,73	45,60	101,90	108,13
2013:09	156,73	322,72	923,05	72,71	44,09	45,64	102,20	112,18
2013:10	129,32	326,55	947,63	74,14	44,33	45,88	103,30	121,75
2013:11	141,39	329,71	953,93	79,67	44,35	45,83	103,70	114,17
2013:12	137,85	335,20	1013,57	126,12	44,37	45,77	102,70	101,00

Allikas: Autori koostatud

**Lisa 11. Mudelis modelleeritavate aegridade graafikud trendi ja/või
sesoonsuse visuaalseks tuvastamiseks**



Allikas: Aegridade joonis programmis Gretl

Lisa 12. Dickey-Fuller ühikjuure test stohhastilise ja/või deterministliku trendi tuvastamiseks mittedesoonsetest aegridadest (konstandi ja trendiga)

12.1 Dickey-Fuller test for FIX

sample size 59

unit-root null hypothesis: $a = 1$

with constant and trend

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

1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,047

estimated value of $(a - 1)$: -0,261661

test statistic: $\tau_{ct}(1) = -2,90303$

p-value 0,1691

12.2. Augmented Dickey-Fuller test for MUI

including one lag of $(1-L)MUI$ (max was 10)

sample size 58

unit-root null hypothesis: $a = 1$

with constant and trend

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

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,211

estimated value of $(a - 1)$: -0,0547398

test statistic: $\tau_{ct}(1) = -2,40715$

asymptotic p-value 0,3757

12.3. Augmented Dickey-Fuller test for IMPORT_10milj

including 4 lags of $(1-L)IMPORT_{10milj}$ (max was 10)

sample size 55

unit-root null hypothesis: $a = 1$

with constant and trend

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

1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,043

lagged differences: $F(4, 48) = 1,906 [0,1247]$

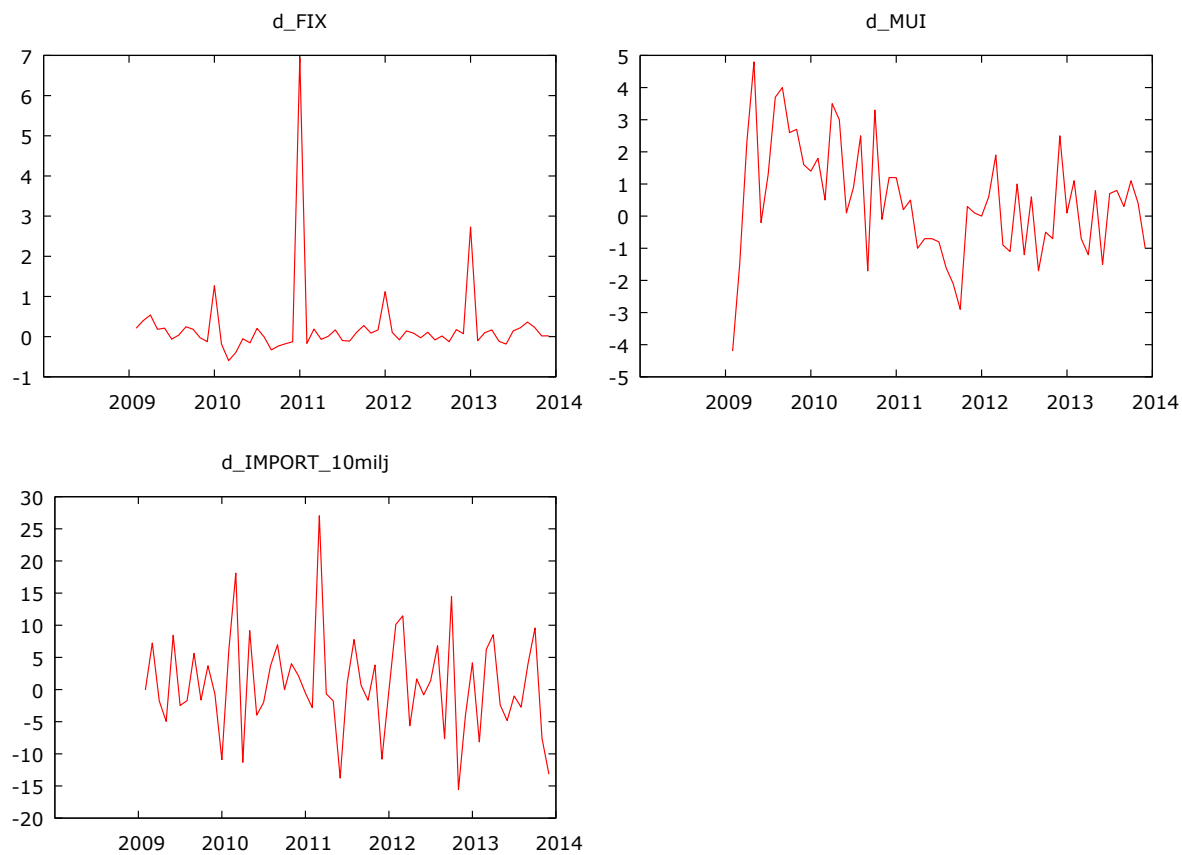
estimated value of $(a - 1)$: -0,0532572

test statistic: $\tau_{ct}(1) = -0,353434$

asymptotic p-value 0,9892

Allikas: Dickey-Fuller test programmis Gretl

Lisa 13. Trendi mitteomavate diferentsitud aeGRIDade graafikud



Allikas: AeGRIDade joonis programmis Gretl

Lisa 14. Dickey-Fuller ühikjuure test mittesesoonsete diferentsitud aegridade statsionaarsuse tuvastamiseks (ilma konstandita)

14.1. Dickey-Fuller test for d_FIX
sample size 58
unit-root null hypothesis: a = 1

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,001
estimated value of (a - 1): -1,01789
test statistic: tau_nc(1) = -7,68895
p-value 3,637e-016
```

14.2. Dickey-Fuller test for d_MUI
sample size 58
unit-root null hypothesis: a = 1

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,075
estimated value of (a - 1): -0,62886
test statistic: tau_nc(1) = -5,39048
p-value 4,077e-007
```

14.3. Augmented Dickey-Fuller test for d_IMPORT_10milj
including 5 lags of (1-L)d_IMPORT_10milj (max was 10)
sample size 53
unit-root null hypothesis: a = 1

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,062
lagged differences: F(5, 47) = 2,133 [0,0778]
estimated value of (a - 1): -1,54565
test statistic: tau_nc(1) = -2,72413
asymptotic p-value 0,006262
```

Allikas: Dickey-Fuller test programmis Gretl

Lisa 15. Dickey-Fuller ühikjuure test sesoonselt diferentsitud aegridade statsioonarsuse tuvastamiseks (ilma konstandita)

15.1. Augmented Dickey-Fuller test for sd_MT_100tuh including 10 lags of (1-L)sd_MT_100tuh (max was 10) sample size 37
unit-root null hypothesis: $a = 1$

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,259
lagged differences: F(10, 26) = 1,291 [0,2858]
estimated value of (a - 1): -0,709016
test statistic: tau_nc(1) = -2,30808
asymptotic p-value 0,02028
```

15.2. Augmented Dickey-Fuller test for sd_TOOTUD_100 including 2 lags of (1-L)sd_TOOTUD_100 (max was 10) sample size 45
unit-root null hypothesis: $a = 1$

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,111
lagged differences: F(2, 42) = 258,947 [0,0000]
estimated value of (a - 1): -0,0297244
test statistic: tau_nc(1) = -3,58747
asymptotic p-value 0,00033
```

15.3. Augmented Dickey-Fuller test for sd_RP including 2 lags of (1-L)sd_RP (max was 10) sample size 45
unit-root null hypothesis: $a = 1$

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,036
lagged differences: F(2, 42) = 14,724 [0,0000]
estimated value of (a - 1): 0,034767
test statistic: tau_nc(1) = 0,507214
asymptotic p-value 0,8252
```

15.4. Dickey-Fuller test for sd_RINGLUS_100tuh sample size 47
unit-root null hypothesis: $a = 1$

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,012
estimated value of (a - 1): -0,448341
test statistic: tau_nc(1) = -3,69813
p-value 0,0004307
```

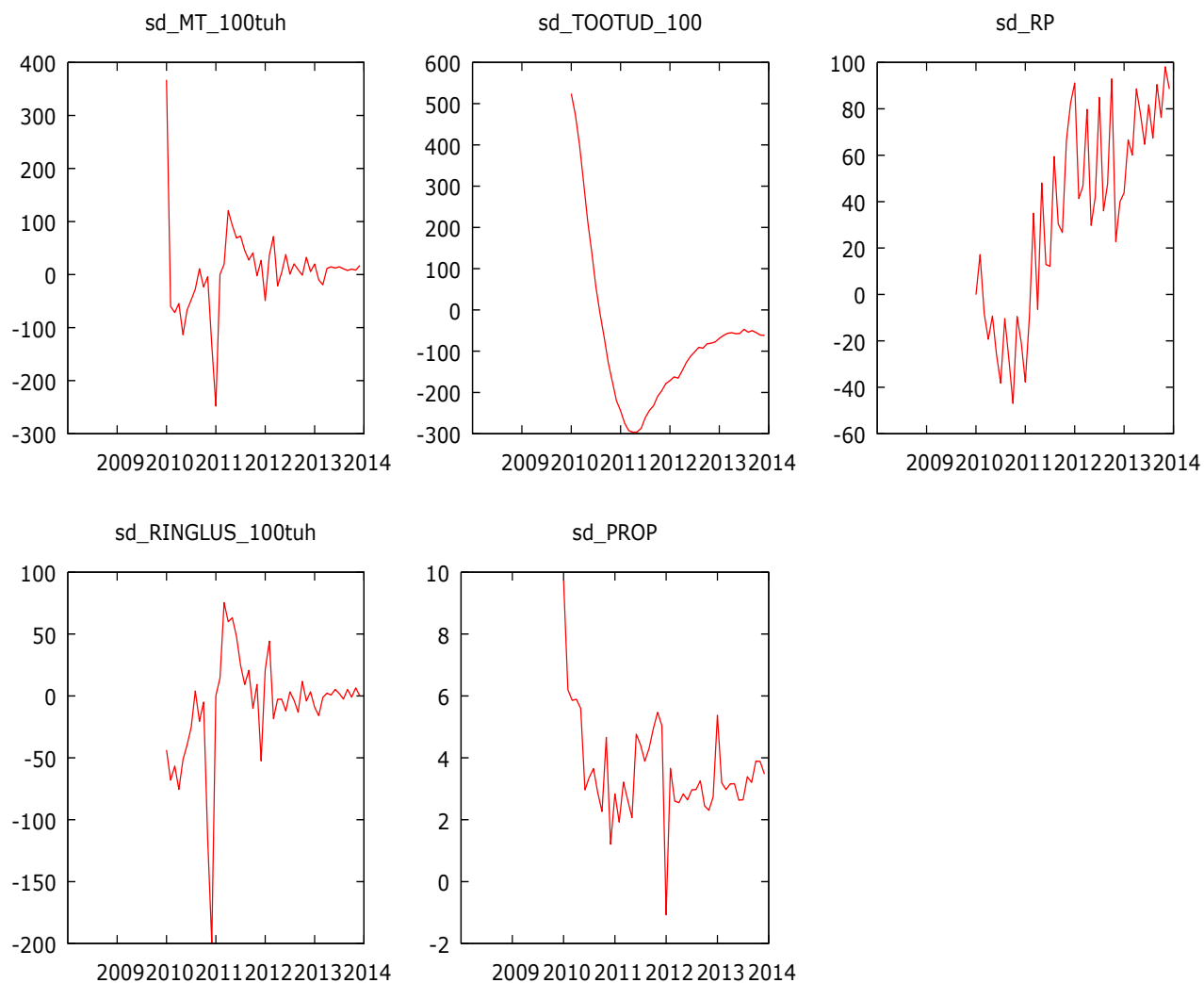
15.5. Augmented Dickey-Fuller test for sd_PROP including 2 lags of (1-L)sd_PROP (max was 10) sample size 45
unit-root null hypothesis: $a = 1$

```
test without constant
```

model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,051
lagged differences: $F(2, 42) = 7,958$ [0,0012]
estimated value of $(a - 1)$: -0,086318
test statistic: $\tau_{nc}(1) = -1,50312$
asymptotic p-value 0,1246

Allikas: Dickey-Fuller test programmis Gretl

Lisa 16. Sesoonselt diferentsitud aegridade graafikud



Allikas: Aegridade joonis programmis Gretl

Lisa 17. Dickey-Fuller ühikjuure test reaalsalga ja sigaretiaktsiisi proportsionaalse komponendi muutuse statsionaarsuse tuvastamiseks (konstandi ja konstandita)

17.1. Augmented Dickey-Fuller test for RP_muut including 2 lags of (1-L)RP_muut (max was 10) sample size 57 unit-root null hypothesis: $a = 1$

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,065
lagged differences: F(2, 54) = 19,555 [0,0000]
estimated value of (a - 1): 0,00557101
test statistic: tau_nc(1) = 0,0891289
asymptotic p-value 0,7111
```

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,070
lagged differences: F(2, 53) = 16,369 [0,0000]
estimated value of (a - 1): -0,0424167
test statistic: tau_c(1) = -0,477641
asymptotic p-value 0,8932
```

17.2. Augmented Dickey-Fuller test for PROP_muut including 6 lags of (1-L)PROP_muut (max was 10) sample size 53 unit-root null hypothesis: $a = 1$

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,276
lagged differences: F(6, 46) = 3,710 [0,0043]
estimated value of (a - 1): -0,0469692
test statistic: tau_nc(1) = -0,794446
asymptotic p-value 0,3721
```

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,185
lagged differences: F(6, 45) = 2,578 [0,0312]
estimated value of (a - 1): -0,497148
test statistic: tau_c(1) = -2,49219
asymptotic p-value 0,1173
```

Allikas: Dickey-Fuller test programmis Gretl

Lisa 18. Dickey-Fuller ühikjuure test reaalpalka ja sigaretiaktsiisi proportsionaalse komponendi muutuse diferentsitud aegridade statsionaarsuse tuvastamiseks (ilma konstandita)

18.1. Augmented Dickey-Fuller test for d_RP_muut including one lag of (1-L)d_RP_muut (max was 10)
sample size 57
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,066
estimated value of (a - 1): -2,26012
test statistic: tau_nc(1) = -12,0088
asymptotic p-value 7,406e-025

18.2. Augmented Dickey-Fuller test for d_PROP_muut including 5 lags of (1-L)d_PROP_muut (max was 10)
sample size 53
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,294
lagged differences: F(5, 47) = 3,998 [0,0042]
estimated value of (a - 1): -1,99828
test statistic: tau_nc(1) = -5,98844
asymptotic p-value 4,93e-009

Allikas: Dickey-Fuller test programmis Gretl

Lisa 19. Reaalpalga ja sigaretiaktsiisi proportsionaalse komponendi muutuse diferentsitud aegridade graafikud



Al

likas: Aegridade joonis programmis Gretl

Lisa 20. Ökonomeetrilise mudeli modelleerimiseks kasutatavad silutud aegread perioodil 2009-2013 (kuud)

Period	MT_100tuh (EUR)	TOOTUD_100	RP_muut (EUR)	RINGLUS_100tuh	FIX (EUR)	PROP_muut (EUR)	MUI	IMPORT_10milj
2009:01	122,74	388,12	66,43	44,05	30,71	11,68	75,30	54,34
2009:02	60,84	464,11	7,10	71,01	30,92	1,49	71,10	54,27
2009:03	75,32	549,79	56,70	68,41	31,32	9,43	69,60	61,52
2009:04	71,30	607,12	53,51	90,71	31,86	6,06	71,90	59,75
2009:05	134,09	643,25	32,44	73,80	32,05	8,13	76,70	54,79
2009:06	99,05	671,00	71,27	84,77	32,26	9,01	76,50	63,24
2009:07	106,95	702,44	46,79	85,18	32,20	-0,70	77,80	60,76
2009:08	110,37	730,18	11,49	75,09	32,24	-0,15	81,50	59,04
2009:09	101,20	764,44	57,97	80,58	32,48	-0,66	85,50	64,66
2009:10	102,63	801,43	52,89	78,43	32,67	0,20	88,10	63,04
2009:11	106,62	841,78	-3,62	183,55	32,64	-2,22	90,80	66,74
2009:12	221,38	872,82	23,84	374,89	32,52	1,34	92,40	66,02
2010:01	489,85	912,39	-0,13	0,36	33,78	8,31	93,80	55,11
2010:02	0,61	938,02	17,17	2,92	33,60	5,15	95,60	61,26
2010:03	3,68	950,87	-8,22	11,80	33,00	5,75	96,10	79,37
2010:04	16,73	916,68	-19,33	15,19	32,61	6,67	99,60	68,04
2010:05	20,56	858,60	-9,29	22,40	32,56	6,61	102,60	77,20
2010:06	32,15	810,50	-25,90	45,14	32,40	4,33	102,70	73,22
2010:07	59,33	757,80	-38,24	59,94	32,61	4,48	103,60	71,21
2010:08	82,88	721,43	-10,41	79,06	32,60	4,81	106,10	74,94
2010:09	112,27	698,29	-27,85	60,08	32,27	4,58	104,40	81,91
2010:10	79,30	673,80	-46,95	73,43	32,04	4,39	107,70	81,90
2010:11	102,44	667,45	-9,50	68,02	31,86	6,73	107,60	85,92
2010:12	88,46	652,60	-20,65	175,33	31,74	3,55	108,80	88,08
2011:01	241,92	668,10	-37,71	0,55	38,68	5,07	110,00	87,52
2011:02	1,05	663,09	-9,38	17,43	38,51	3,93	110,20	84,69
2011:03	23,27	658,31	35,03	87,14	38,70	4,43	110,70	111,73
2011:04	137,30	620,09	-6,46	75,17	38,63	3,50	109,70	111,05
2011:05	113,28	562,65	48,04	85,53	38,64	2,87	109,00	109,28
2011:06	101,17	523,47	12,93	93,19	38,81	5,21	108,30	95,51
2011:07	131,83	496,52	12,13	84,83	38,72	5,17	107,50	96,53
2011:08	128,52	477,54	59,44	88,25	38,60	4,74	105,90	104,30
2011:09	139,76	465,73	30,41	80,68	38,71	4,70	103,80	104,97
2011:10	120,17	464,21	26,71	63,32	38,99	4,84	100,90	103,31
2011:11	100,39	471,52	66,45	77,27	39,08	5,10	101,20	107,11
2011:12	115,20	474,05	82,44	122,81	39,25	4,38	101,30	96,28

2012:01	192,88	496,75	91,13	21,65	40,37	-1,39	101,30	96,13
2012:02	37,70	500,73	41,33	61,71	40,48	3,11	101,90	106,26
2012:03	95,13	492,96	46,71	68,73	40,40	2,31	103,80	117,72
2012:04	115,65	473,15	79,80	72,49	40,54	2,04	102,90	112,08
2012:05	117,40	435,50	29,75	82,83	40,63	2,26	101,80	113,74
2012:06	138,98	411,02	42,11	81,06	40,60	2,26	102,80	112,90
2012:07	132,57	394,62	84,85	88,15	40,71	2,38	101,60	114,30
2012:08	148,71	386,82	36,02	84,74	40,63	2,36	102,20	121,11
2012:09	148,96	372,93	47,53	67,50	40,65	2,74	100,50	113,46
2012:10	119,06	381,81	92,88	75,14	40,52	2,33	100,00	127,92
2012:11	132,98	390,78	22,76	73,12	40,70	2,11	99,30	112,36
2012:12	120,70	396,70	39,92	126,16	40,77	2,63	101,80	108,31
2013:01	212,81	427,76	43,81	12,54	43,50	4,96	101,90	112,46
2013:02	27,66	438,71	66,63	45,81	43,40	2,98	103,00	104,32
2013:03	75,94	436,17	60,08	67,51	43,50	2,59	102,30	110,57
2013:04	127,12	418,00	88,58	74,71	43,67	2,75	101,10	119,10
2013:05	131,98	377,89	77,58	83,60	43,55	2,96	101,90	116,69
2013:06	151,27	354,10	64,70	86,36	43,37	2,58	100,40	111,87
2013:07	147,23	347,67	81,72	90,07	43,51	2,57	101,10	110,87
2013:08	159,51	332,94	67,43	82,24	43,73	3,01	101,90	108,13
2013:09	156,73	322,72	90,45	72,71	44,09	2,49	102,20	112,18
2013:10	129,32	326,55	76,30	74,14	44,33	2,83	103,30	121,75
2013:11	141,39	329,71	98,11	79,67	44,35	2,99	103,70	114,17
2013:12	137,85	335,20	88,54	126,12	44,37	2,63	102,70	101,00

Allikas: Autori koostatud

Lisa 21. Korrelatsioonimaatriks

5% critical value (two-tailed) = 0,25 for n = 60								
Näitaja	sd_MT_100tuh	sd_TOOTUD_100	sd_RINGLUS_100	d_FIX	d_MUI	d_IMPORT_10milj	d_RP_muut	d_PROP_muut
sd_MT_100tuh	1,00	0,05	0,31	-0,29	-0,23	-0,19	-0,07	0,48
sd_TOOTUD_100	0,05	1,00	-0,43	-0,11	0,43	-0,02	-0,14	0,18
sd_RINGLUS_100	0,31	-0,43	1,00	0,08	-0,31	0,08	0,05	0,12
d_FIX	-0,29	-0,11	0,08	1,00	0,03	-0,05	-0,06	0,14
d_MUI	-0,23	0,43	-0,31	0,03	1,00	0,00	-0,01	0,12
d_IMPORT_10milj	-0,19	-0,02	0,08	-0,05	0,00	1,00	0,27	0,03
d_RP_muut	-0,07	-0,14	0,05	-0,06	-0,01	0,27	1,00	0,18
d_PROP_muut	0,48	0,18	0,12	0,14	0,12	0,03	0,18	1,00

Allikas: Korrelatsioonimaatriks programmis Gretl

Lisa 22. Esmane regressioonimudeli analüüs

Model 4: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)

Dependent variable: sd_MT_100tuh

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	24,5657	12,5777	1,9531	0,05783	*
d_IMPORT_10milj	-2,04972	1,03659	-1,9774	0,05492	*
d_RP_muut	0,178079	0,211781	0,8409	0,40542	
sd_TOOTUD_100	0,0510269	0,0812791	0,6278	0,53370	
sd_RINGLUS_100tuh	0,531263	0,143412	3,7045	0,00064	***
d_FIX	-29,9083	10,0003	-2,9907	0,00475	***
d_PROP_muut	22,8915	9,68331	2,3640	0,02302	**
d_MUI	-10,1137	5,14891	-1,9642	0,05648	*

Mean dependent var	5,964638	S.D. dependent var	79,68175
Sum squared resid	134495,3	S.E. of regression	57,98606
R-squared	0,549296	Adjusted R-squared	0,470423
F(7, 40)	7,287532	P-value(F)	0,000012
Log-likelihood	-258,6231	Akaike criterion	533,2461
Schwarz criterion	548,2157	Hannan-Quinn	538,9032
rho	-0,010232	Durbin-Watson	1,674805

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 23. Regressioonimudeli analüüs ilma statistiliselt ebaoluliste majandusosalduksindeksi, töötute arvu ja reaalsalga muutuseta

Model 5: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)

Dependent variable: sd_MT_100tuh

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	19,5629	7,33295	2,6678	0,01072	**
d_IMPORT_10milj	-2,0641	0,904412	-2,2823	0,02748	**
sd_RINGLUS_100tuh	0,549734	0,205941	2,6694	0,01068	**
d_FIX	-32,2388	10,4596	-3,0822	0,00358	***
d_PROP_muut	23,0007	11,5949	1,9837	0,05370	*
Mean dependent var	5,964638	S.D. dependent var		79,68175	
Sum squared resid	143123,8	S.E. of regression		57,69281	
R-squared	0,520381	Adjusted R-squared		0,475766	
F(4, 43)	10,75377	P-value(F)		3,95e-06	
Log-likelihood	-260,1154	Akaike criterion		530,2308	
Schwarz criterion	539,5868	Hannan-Quinn		533,7664	
rho	0,030234	Durbin-Watson		1,568635	

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 43,7729

with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 43,7729) = 6,43985e-005$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 41) = 4,09225$

with p-value = $P(F(2, 41) > 4,09225) = 0,0239657$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 14,8755$

with p-value = 0,000588596

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 24. Vealiikmete keskväärtuse testimine

Model 6: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)

Dependent variable: sd_MT_100tuh

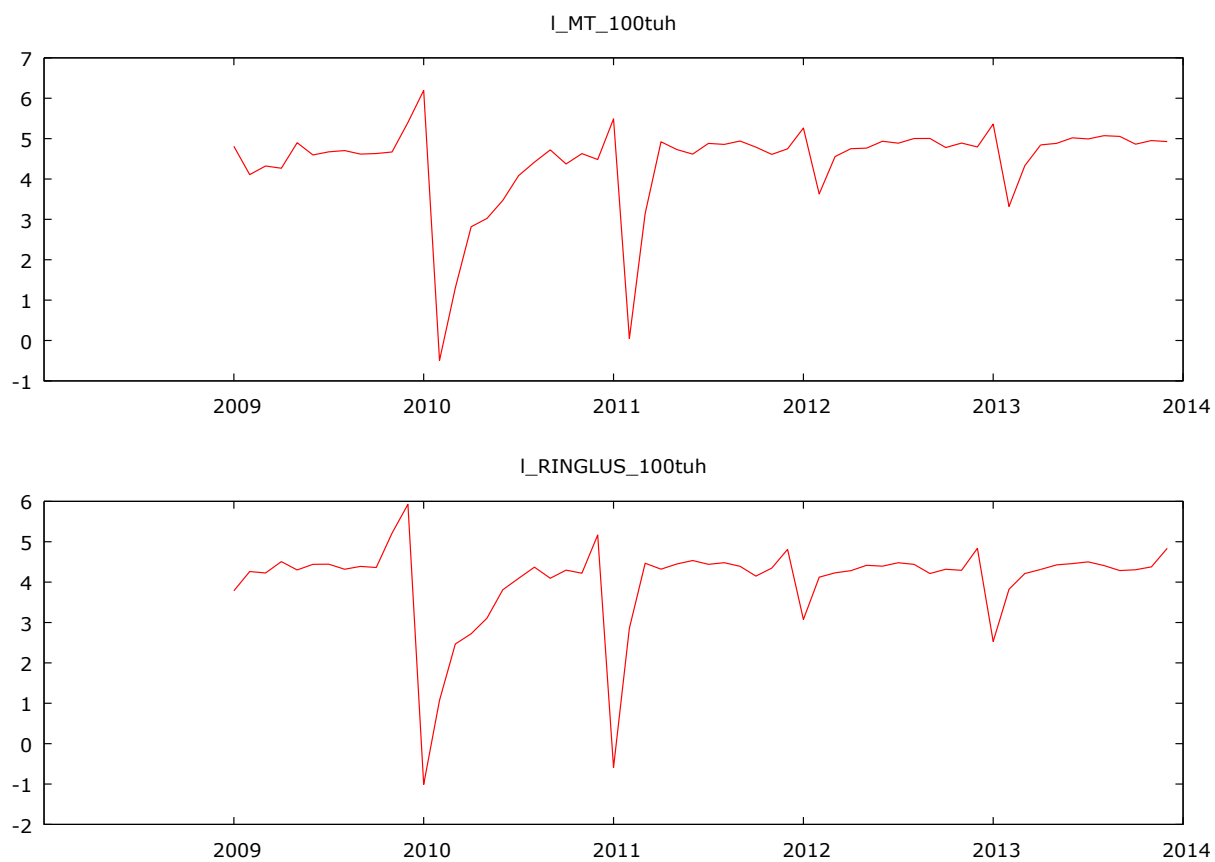
HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	5,96464	8,39768	0,7103	0,48112	
jaagid2	1	0,272045	3,6759	0,00062	***

Mean dependent var	5,964638	S.D. dependent var	79,68175
Sum squared resid	155287,8	S.E. of regression	58,10182
R-squared	0,479619	Adjusted R-squared	0,468306
F(1, 46)	13,51199	P-value(F)	0,000618
Log-likelihood	-262,0731	Akaike criterion	528,1461
Schwarz criterion	531,8885	Hannan-Quinn	529,5604
rho	0,051378	Durbin-Watson	1,779862

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 25. Logaritmitud maksutulu ja ringluses olevate sigaretipakkide arvu aegridade graafikud



Allikas: Aegridade joonis programmis Gretl

Lisa 26. Dickey-Fuller ühikjuure test logaritmitud maksutulu ja ringluses olevate sigaretipakkide arvu statsionaarsuse tuvastamiseks (konstandi ja konstandita)

26.1. Augmented Dickey-Fuller test for l_MT_100tuh including 2 lags of (1-L)l_MT_100tuh (max was 10) sample size 57 unit-root null hypothesis: a = 1

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,059
lagged differences: F(2, 54) = 6,406 [0,0032]
estimated value of (a - 1): -0,0169363
test statistic: tau_nc(1) = -0,458013
asymptotic p-value 0,5171
```

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,010
estimated value of (a - 1): -0,707692
test statistic: tau_c(1) = -5,58272
p-value 1,419e-005
```

26.2. Augmented Dickey-Fuller test for l_RINGLUS_100tuh including 2 lags of (1-L)l_RINGLUS_100tuh (max was 10) sample size 57 unit-root null hypothesis: a = 1

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,056
lagged differences: F(2, 54) = 6,526 [0,0029]
estimated value of (a - 1): -0,0237264
test statistic: tau_nc(1) = -0,557762
asymptotic p-value 0,4758
```

```
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,011
estimated value of (a - 1): -0,757786
test statistic: tau_c(1) = -5,87113
p-value 5,136e-006
```

Allikas: Dickey-Fuller test programmis Gretl

Lisa 27. Regressioonimudeli analüüs logaritmitud ja sesoonselt diferentsitud maksutulu ning ringluses olevate sigaretipakkide arvu sissetoomisel

Model 7: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)

Dependent variable: sd_1_MT_100tuh

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,0667543	0,127925	-0,5218	0,60467	
sd_1_RINGLUS_100tuh	0,44823	0,118475	3,7833	0,00051	***
sd_TOOTUD_100	-0,00268004	0,00102501	-2,6146	0,01253	**
d_FIX	-0,242411	0,0697776	-3,4741	0,00125	***
d_PROP_muut	0,458285	0,0840014	5,4557	<0,00001	***
d_MUI	-0,00498901	0,0684073	-0,0729	0,94222	
d_IMPORT_10milj	-0,0112961	0,0146661	-0,7702	0,44570	
d_RP_muut	-0,00171086	0,00270653	-0,6321	0,53090	

Mean dependent var	0,040016	S.D. dependent var	1,217373
Sum squared resid	16,73182	S.E. of regression	0,646758
R-squared	0,759786	Adjusted R-squared	0,717749
F(7, 40)	31,67328	P-value(F)	2,17e-14
Log-likelihood	-42,81572	Akaike criterion	101,6314
Schwarz criterion	116,6011	Hannan-Quinn	107,2885
rho	0,070701	Durbin-Watson	1,629065

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 28. Regressioonimudeli analüüs majandusaldusindeksi eemaldamisel

Model 8: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)

Dependent variable: sd_1_MT_100tuh

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,0691692	0,124861	-0,5540	0,58261	
sd_1_RINGLUS_100tuh	0,447583	0,117053	3,8238	0,00044	***
sd_TOOTUD_100	-0,00270089	0,000894855	-3,0182	0,00436	***
d_FIX	-0,243255	0,0673384	-3,6124	0,00082	***
d_PROP_muut	0,458305	0,0839903	5,4566	<0,00001	***
d_IMPORT_10milj	-0,0113423	0,0148095	-0,7659	0,44814	
d_RP_muut	-0,00172809	0,00265184	-0,6517	0,51826	

Mean dependent var	0,040016	S.D. dependent var	1,217373
Sum squared resid	16,73367	S.E. of regression	0,638857
R-squared	0,759760	Adjusted R-squared	0,724603
F(6, 41)	32,65188	P-value(F)	4,07e-14
Log-likelihood	-42,81837	Akaike criterion	99,63675
Schwarz criterion	112,7352	Hannan-Quinn	104,5867
rho	0,071630	Durbin-Watson	1,626445

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 29. Regressioonimudeli analüüs reaalsalga muutuse eemaldamisel

Model 9: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)

Dependent variable: sd_1_MT_100tuh

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,0645038	0,12688	-0,5084	0,61384	
sd_1_RINGLUS_100tuh	0,457181	0,124774	3,6641	0,00069	***
sd_TOOTUD_100	-0,00262374	0,000910507	-2,8816	0,00621	***
d_FIX	-0,241424	0,0639838	-3,7732	0,00050	***
d_PROP_muut	0,464673	0,081231	5,7204	<0,00001	***
d_IMPORT_10milj	-0,0128672	0,0134618	-0,9558	0,34463	

Mean dependent var	0,040016	S.D. dependent var	1,217373
Sum squared resid	16,83898	S.E. of regression	0,633189
R-squared	0,758248	Adjusted R-squared	0,729468
F(5, 42)	35,80420	P-value(F)	4,19e-14
Log-likelihood	-42,96894	Akaike criterion	97,93787
Schwarz criterion	109,1651	Hannan-Quinn	102,1807
rho	0,067377	Durbin-Watson	1,641271

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 30. Regressioonimudeli analüüs ilma statistiliselt ebaoluliste majandusosalduksindeksi, impordi ning reaalsalga muutuseta

Model 10: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)

Dependent variable: sd_1_MT_100tuh

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,0875795	0,138962	-0,6302	0,53187	
sd_1_RINGLUS_100tuh	0,427095	0,135952	3,1415	0,00304	***
sd_TOOTUD_100	-0,00275709	0,000995935	-2,7683	0,00828	***
d_FIX	-0,235335	0,0696214	-3,3802	0,00155	***
d_PROP_muut	0,461228	0,0827619	5,5729	<0,00001	***
Mean dependent var	0,040016	S.D. dependent var		1,217373	
Sum squared resid	17,36655	S.E. of regression		0,635510	
R-squared	0,750674	Adjusted R-squared		0,727481	
F(4, 43)	55,45687	P-value(F)		2,02e-16	
Log-likelihood	-43,70932	Akaike criterion		97,41864	
Schwarz criterion	106,7746	Hannan-Quinn		100,9543	
rho	0,047927	Durbin-Watson		1,660305	

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 31. Regressioonimudeli analüüs töötute arvu ruutliikme mudelisse lisamisel

Model 11: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)

Dependent variable: sd_1_MT_100tuh

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,182758	0,109555	-1,6682	0,10272	
sd_1_RINGLUS_100tuh	0,449288	0,128847	3,4870	0,00116	***
sd_TOOTUD_100	-0,00296009	0,000960906	-3,0805	0,00364	***
d_FIX	-0,244985	0,067031	-3,6548	0,00071	***
d_PROP_muut	0,455962	0,0799914	5,7001	<0,00001	***
sq_sd_TOOTUD_100	2,10682e-06	1,99124e-06	1,0580	0,29608	

Mean dependent var	0,040016	S.D. dependent var	1,217373
Sum squared resid	16,91040	S.E. of regression	0,634530
R-squared	0,757222	Adjusted R-squared	0,728320
F(5, 42)	38,26752	P-value(F)	1,36e-14
Log-likelihood	-43,07051	Akaike criterion	98,14103
Schwarz criterion	109,3682	Hannan-Quinn	102,3838
rho	0,059997	Durbin-Watson	1,678545

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 32. Regressioonimudeli analüüs proportsionaalse määra muutuse ruutliikme mudelisse lisamisel (mitterobustsed standardvead)

Model 13: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)
 Dependent variable: sd_1_MT_100tuh

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,311689	0,109106	-2,8568	0,00663	***
sd_1_RINGLUS_100tuh	0,332935	0,116144	2,8666	0,00646	***
sd_TOOTUD_100	-0,00394345	0,000748549	-5,2681	<0,00001	***
d_FIX	-0,303968	0,0738185	-4,1178	0,00018	***
d_PROP_muut	0,413485	0,0493945	8,3711	<0,00001	***
sq_d_PROP_muut	0,0446213	0,00976485	4,5696	0,00004	***
Mean dependent var	0,040016	S.D. dependent var		1,217373	
Sum squared resid	11,59959	S.E. of regression		0,525529	
R-squared	0,833468	Adjusted R-squared		0,813643	
F(5, 42)	42,04079	P-value(F)		2,73e-15	
Log-likelihood	-34,02350	Akaike criterion		80,04701	
Schwarz criterion	91,27421	Hannan-Quinn		84,28978	
rho	0,047876	Durbin-Watson		1,853461	

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 33. Regressioonimudeli analüüs proportsionaalse määra muutuse ruutliikme mudelisse lisamisel (robustsed standardvead)

Model 12: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)
 Dependent variable: sd_1_MT_100tuh
 HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
Const	-0,311689	0,110868	-2,8114	0,00747	***
sd_1_RINGLUS_100tuh	0,332935	0,139939	2,3791	0,02197	**
sd_TOOTUD_100	-0,00394345	0,00108596	-3,6313	0,00076	***
d_FIX	-0,303968	0,0330907	-9,1859	<0,00001	***
d_PROP_muut	0,413485	0,0434765	9,5105	<0,00001	***
sq_d_PROP_muut	0,0446213	0,0111769	3,9923	0,00026	***
Mean dependent var	0,040016	S.D. dependent var		1,217373	
Sum squared resid	11,59959	S.E. of regression		0,525529	
R-squared	0,833468	Adjusted R-squared		0,813643	
F(5, 42)	60,49374	P-value(F)		4,21e-18	
Log-likelihood	-34,02350	Akaike criterion		80,04701	
Schwarz criterion	91,27421	Hannan-Quinn		84,28978	
Rho	0,047876	Durbin-Watson		1,853461	

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 27,5502

with p-value = $P(\text{Chi-square}(19) > 27,5502) = 0,0924758$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 40) = 1,77745$

with p-value = $P(F(2, 40) > 1,77745) = 0,182162$

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

Lisa 34. Mudelis hinnatavate muutujate parameetrite usalduspiirid

$$t(42, 0,025) = 2,018$$

Variable	Coefficient	95 confidence interval		Std. Error
const	-0,311689	(-0,531873,	-0,0915038)	0,110868
sd_1_RINGLUS_100tuh	0,332935	(0,0985470,	0,567323)	0,139939
sd_TOOTUD_100	-0,003944	(-0,00545408,	-0,00243282)	0,00108596
d_FIX	-0,303968	(-0,452940,	-0,154996)	0,0330907
d_PROP_muut	0,413485	(0,313803,	0,513167)	0,0434765
sq_d_PROP_muut	0,0446213	(0,0249150,	0,0643275)	0,0111769

Allikas: Parameetrite usalduspiirid tõenäosusel 95% programmis Gretl

Lisa 35. Durbin-Watsoni autokorrelatsiooni test

Durbin-Watson statistic = 1,85346

p-value = 0,23219

Allikas: Durbin-Watsoni autokorrelatsiooni test programmis Gretl

Lisa 36. Multikollineaarsuse testimine dispersiooni inflatsiooniteguriga VIF

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

sd_l_RINGLUS_100tuh	3,466
sd_TOOTUD_100	3,349
d_FIX	1,127
d_PROP_muut	1,391
sq_d_PROP_muut	1,279

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

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 1951120,1

Determinant = 3,9159859e+016

Reciprocal condition number = 6,1086893e-006

Allikas: Multikollineaarsuse testimine programmis Gretl

Lisa 37. Regressioonimudeli jääkliikmete normaaljaotuse kontroll

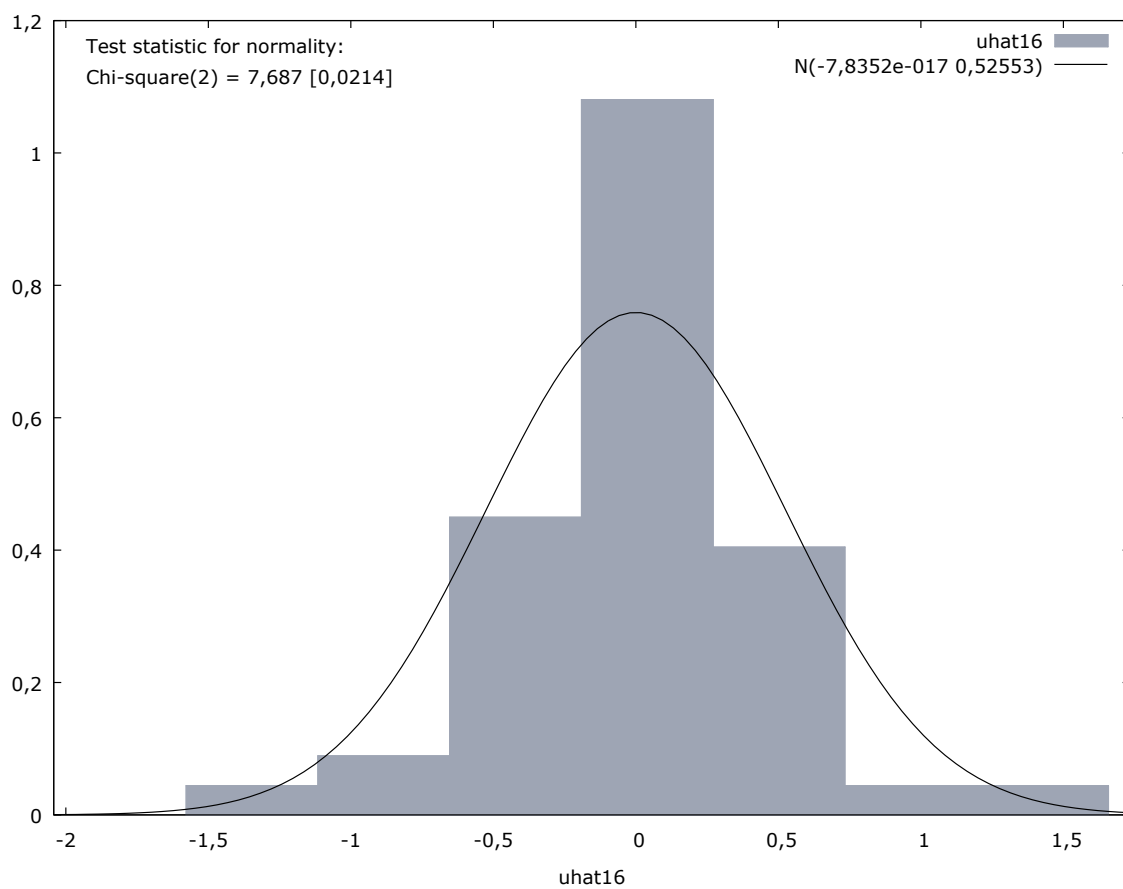
Test for normality of jaagid2:

Doornik-Hansen test = 14,8755, with p-value 0,000588596

Shapiro-Wilk W = 0,895959, with p-value 0,000466844

Lilliefors test = 0,105091, with p-value \approx 0,2

Jarque-Bera test = 61,5618, with p-value 4,28568e-014



Allikas: Jarque-Bera ja Doornik-Hanseni jääkliikmete normaaljaotuse testid programmis Gretl

Lisa 38. Regressioonimudeli analüüs *periodic dummies* lisamisel

Model 17: OLS, using observations 2010:01-2013:12 (T = 48)

Dependent variable: sd_1_MT_100tuh

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
Const	-0,367176	0,235851	-1,5568	0,12967	
sd_1_RINGLUS_100tuh	0,293851	0,137732	2,1335	0,04090	**
sd_TOOTUD_100	-0,00425561	0,00110001	-3,8687	0,00053	***
sq_d_PROP_muut	0,0528214	0,0132367	3,9905	0,00038	***
d_FIX	-0,259301	0,0642638	-4,0349	0,00033	***
d_PROP_muut	0,407019	0,0449518	9,0546	<0,00001	***
dm1	-0,277483	0,420294	-0,6602	0,51399	
dm2	-0,133513	0,306012	-0,4363	0,66564	
dm3	0,216346	0,449981	0,4808	0,63404	
dm4	0,301516	0,308932	0,9760	0,33662	
dm5	0,0874775	0,257853	0,3393	0,73671	
dm6	0,0113838	0,374845	0,0304	0,97597	
dm7	0,067606	0,203523	0,3322	0,74199	
dm8	-0,00847839	0,192511	-0,0440	0,96515	
dm9	0,0607682	0,25159	0,2415	0,81073	
dm10	-0,0579726	0,190104	-0,3050	0,76244	
dm11	-0,371089	0,364765	-1,0173	0,31687	

Mean dependent var	0,040016	S.D. dependent var	1,217373
Sum squared resid	10,45199	S.E. of regression	0,580656
R-squared	0,849944	Adjusted R-squared	0,772495
F(16, 31)	55,49728	P-value(F)	2,51e-18
Log-likelihood	-31,52325	Akaike criterion	97,04651
Schwarz criterion	128,8569	Hannan-Quinn	109,0677
Rho	0,070411	Durbin-Watson	1,813829

Allikas: Mudeli hindamine vähimruutude meetodil programmis Gretl

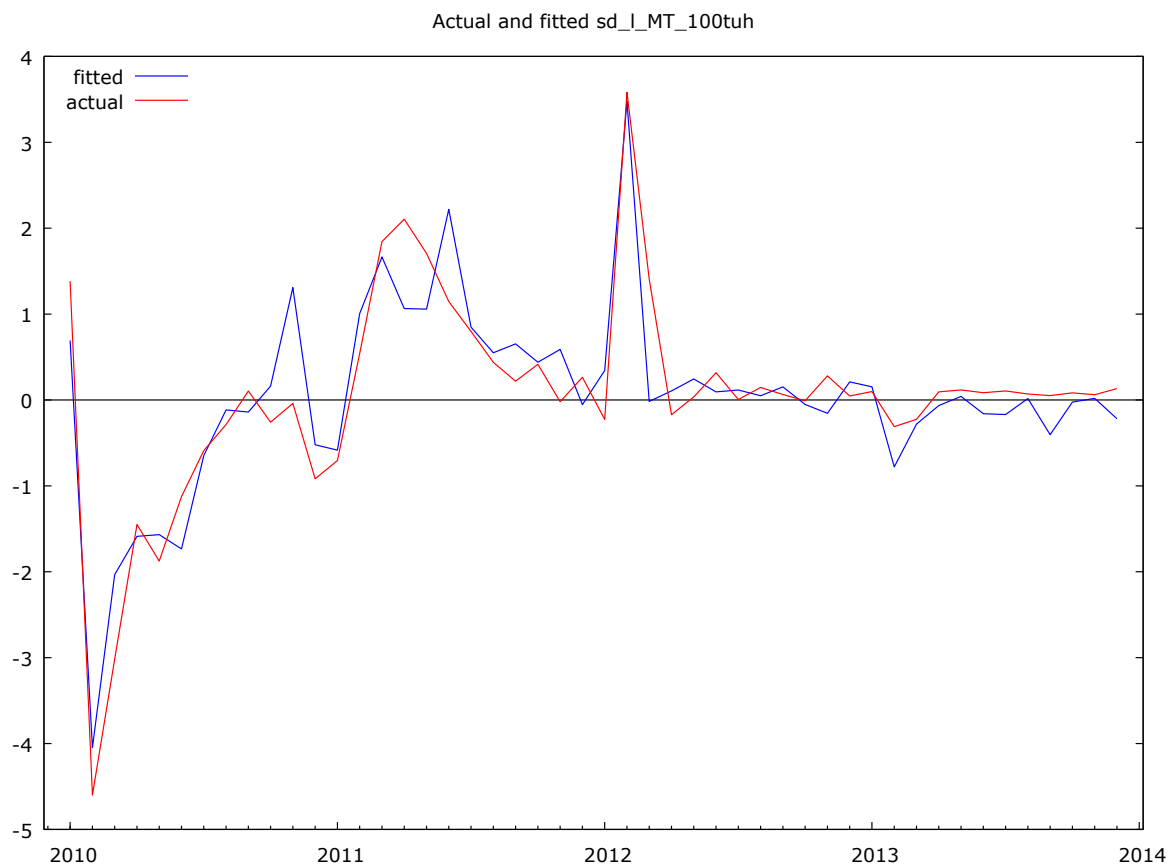
Lisa 39. Jääkliikmete korrelogramm

Autocorrelation function for jaagid2

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0,0301	0,0301	0,0464	[0,829]
2	-0,0133	-0,0142	0,0556	[0,973]
3	0,0089	0,0098	0,0599	[0,996]
4	-0,1808	-0,1818	1,8428	[0,765]
5	0,1603	0,1781	3,2765	[0,657]
6	-0,1501	-0,1841	4,5645	[0,601]
7	-0,0758	-0,0429	4,9012	[0,672]
8	0,1389	0,1102	6,0590	[0,641]
9	-0,1822	-0,1572	8,1023	[0,524]
10	0,0669	0,0207	8,3851	[0,591]
11	-0,0594	-0,0488	8,6137	[0,657]
12	-0,3010 **	-0,2938 **	14,6529	[0,261]

Allikas: Korrelogramm programmis Gretl

Lisa 40. Aktuaalsete ja mudeli põhjal leitud väärtuste graafik



Allikas: Aegridade graafik programmis Gretl

Lisa 41. Regressioonmudeli prognoos perioodil 2013 (kuud)

For 95% confidence intervals, $t(42, 0,025) = 2,018$

Obs	sd_l_MT_10 0tuh	prediction	std. error	95% interval
2013:01	0,0983215	0,153407	0,100366	(-0,0491398, 0,355954)
2013:02	-0,309761	-0,778680	0,125827	(-1,03261, -0,524751)
2013:03	-0,225360	-0,281085	0,0831164	(-0,448821, -0,113349)
2013:04	0,0945544	-0,0645138	0,0761337	(-0,218158, 0,0891302)
2013:05	0,117065	0,0410310	0,0773028	(-0,114972, 0,197034)
2013:06	0,0847351	-0,159937	0,0857919	(-0,333072, 0,0131984)
2013:07	0,104861	-0,169802	0,0819232	(-0,335130, -0,0044742)
2013:08	0,0701333	0,0173259	0,0720580	(-0,128093, 0,162745)
2013:09	0,0508394	-0,403795	0,0911448	(-0,587732, -0,219857)
2013:10	0,0826850	-0,0244568	0,0727553	(-0,171283, 0,122369)
2013:11	0,0612945	0,0188938	0,0766624	(-0,135817, 0,173605)
2013:12	0,132854	-0,218374	0,0819344	(-0,383725, -0,0530239)

Allikas: Prognoosimine programmis Gretl