

TARTU ÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Rahvamajanduse instituut

Lauri Lehtmaa

**ALKOHOLI REKLAAMI- JA MÜÜGIPIIRANGUTE
EFEKTIIVSUS ALKOHOLI TARBIMISE
VÄHENDAMISEL EESTIS**

Bakalaureusetöö

Juhendaja: lektor Andres Võrk

Tartu 2014

SISUKORD

SISSEJUHATUS.....	3
1. ALKOHOLI NÕUDLUSE JA ALKOHOLIPOLIITIKA	
MAJANDUSTEOREETILISED ALUSED.....	7
1.1. Alkoholi nõudlust kujundavad tegurid.....	7
1.2. Alkoholipoliitika ning selle mõju nõudlusele	11
1.3. Alkoholi nõudluse modelleerimine.....	14
1.3.1. Tobit mudel.....	16
1.3.2. <i>Double-Hurdle</i> mudel	19
1.3.3. Box-Cox transformatsioon.....	20
1.4. Ülevaade varasematest uuringutest.....	21
2. ALKOHOLI REKLAAMI- JA MÜÜGIPIIRANGUTE EFEKTIIVSUSE	
ANALÜÜS EESTIS NÄITEL	26
2.1. Kasutatavad andmed ja andmekogumismetoodika	26
2.2. Uurimismetoodika.....	29
2.3. Alkoholi tarbimise kirjeldav statistika	32
2.4. Alkoholi nõudluse hindamine	34
2.5. Struktuursete muutuste testimine alkoholi nõudluses.....	40
KOKKUVÕTE.....	47
VIIDATUD ALLIKAD	51
LISAD	58
Lisa 1. Mudelites kasutatavad muutujad ja nende selgitused.....	58
Lisa 2. Tsenseerimispunkti määramine transformeeritud andmetele Statas	60
SUMMARY	61

SISSEJUHATUS

Maailma Terviseorganisatsiooni (WHO) andmetel kuulub Eesti enim alkoholi *per capita* tarbivate riikide hulka. 2012. aastal tarbiti Eestis Konjunktuuriinstituudi hinnangul 10,4 liitrit puhast alkoholi elaniku kohta (Alkoholi turg ... 2013: 3). WHO hinnangul toob aga juba üle 6 liitri puhta alkoholi tarbimine elaniku kohta kaasa olulisi tervislikke ja majanduslikke kahjusid (Alkoholipoliitika ... 2012: 8). Erinevatel meetodikatel põhinevate arvestuste kohaselt põhjustab alkoholi tarbimine Eestis otsesest majanduslikku kahju (sh tervisekaotusest ja kuritegevusest tulenev kahju) 1,5–2,5% SKP-st aastas, millele lisanduvad kaudsed kulud peredele ja ühiskonnale põhjustatud kahjust (*Ibid.*: 3).

Seega on alkoholi liigtarbimise puhul tegu negatiivse välismõjuga, mille kulusid kannavad kõik riigi kodanikud. Kuna tervislike kahjude ilmnemisel ei saa neid alati täieliku kindlusega liigitada otseselt alkoholi tarbimisest tingitud tagajärgedeks, ei ole ka võimalik alkoholi tarbimisega seotud kulusid nende tekitajatele määrata. Sellest tulenevalt on vajalik alkoholi liigtarbimise piiramiseks riiklik alkoholituru regulatsioon erinevate poliitikameetmete näol. Mõningateks poliitikameetmeteks on näiteks alkoholi tarbimise maksustamine, alkoholimüügi ajaline piiramine, selle litsentseerimine ning ka alkoholi tarbimise propageerimise piiramine ehk erinevad reklaamipiirangud.

Eestis on alkoholitarbimise vähendamise eesmärgil eelnimetatud poliitikameetmetest paljusid ka rakendatud. Alkoholi tarbimine on maksustatud läbi alkoholiaktsiiside, mille määrasid pidevalt tõstetakse. Alates 2008. aasta 14. juunist hakkas kehtima üleriigiline öine alkoholimüügi piirang, millega seati lubatud müügiajaks hommikul kella 10-st kuni õhtul 22-ni. Lisaks jõustus alates 2008. aasta 1. novembrist täiendatud reklaamiseadus, mis piiras senisest enam alkoholi reklaamimist ning seda eriti kangete alkoholiliikide puhul.

Viimase kahe poliitikameetme efektiivsuse analüüsile on aga autori arvates seni liialt vähe tähelepanu pööratud. Läbi meedia on antud küll hinnanguid, kuid need on valdavalt põhinenud kas üksikule poele, üksikule tootjale või agregeeritud andmetel. Esimese kahe puhul pole valim ilmselgelt esinduslik, rääkimata puudulikust analüüsist. Agregeeritud andmete kasutamisel teeb analüüsi keerulisemaks lähedus Soomele, kus alkoholi tarbimine on mitu korda kõrgemalt maksustatud kui Eestis. Näiteks oli Soomes 2012. aastal õlleaktsiis 5,3 korda kõrgem kui Eestis (Välisuristide ... 2013: 12). Seega võib (olenevalt elukohast ja muudest asjaoludest) Soomlastel olla odavam alkoholi suuremates kogustest Eestist kaasa osta. 2012. aastal ületas Eesti piiri 5,3 miljonit välismaalast ning neist 41% olid soomlased (Välisreiside ... 2013). Seda on üle nelja korra rohkem kui Eestis alalisi elanikke. Sellest tulenevalt on aga agregeeritud statistika eestlaste alkoholi tarbimise kohta väga ebaselge. Eesti Konjunkturiinstituut küll annab hinnanguid turistide tarbimisele ja kaasaostudele, kuid need on üksnes eksperthinnangud, mille õigsust on väga raske, et mitte öelda võimatu, kontrollida. Hinnangud põhinevad suuresti sadamapiirkonna poodidele, mis ei saa olla esinduslik valim. Ebatäpsused hinnangutes võivad aga oluliselt mõjutada eestlaste hinnangulist alkoholitarbimist ning lihtne on jõuda valede järeldusteni. Lisaks eeltoodule on aegread ka väga lühikesed, mis muudab paljude statistiliste ja ökonomeetriliste meetodite kasutamise võimatuks, kuna vabadusastmete arv on väga väike.

Tulenevalt eelpool mainitud probleemidest aegriatega, üritab töö autor läheneda probleemile kasutades mikroandmeid. Täpsemalt on töös kasutatud Tervise Arengu Instituudi (TAI) poolt paaris aastatel läbiviidava Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuringu küsimustike algandmeid. Kasutatavad andmed on autori arvates usaldusväärsemaks aluseks analüüsi tegemiseks, kuna vaadelda on võimalik muutusi üksnes alaliste elanike tarbimistest ning samuti on võimalik nõudlusmudelit kontrollida rohkemate kvalitatiivsete tegurite suhtes. Uuringu andmetes on toodud koguseline tarbimine vaatlusalusel nädalal erinevate alkoholi liikide lõikes (õlu, muu lahja alkohol, vein ja kange alkohol). Kuna uuring viiakse igal aastal läbi samal perioodil, on andmed omavahel ka võrreldavad.

Bakalaureusetöö eesmärk on seega hinnata öise alkoholimüügi piirangu ja täiendatud reklaamiseaduse efektiivsust alkoholitarbimise vähendamisel Eestis. Ehk testida,

kasutades nii statistilisi kui ka ökonomeetrilisi meetodeid, kas alkoholi nõudluses on toimunud pärast poliitikameetmete rakendamist struktureid muutusi ning anda strukturete muutuste ulatustele hinnangud. Püstitatud eesmärgi saavutamiseks seab autor järgnevad uurimisülesanded:

1. luua teoreetiline raamistik alkoholi nõudluse ja alkoholipoliitika empiiriliseks analüüsiks;
2. anda ülevaade peamistest metoodilistest lähenemistest alkoholi nõudluse empiirilisel analüüsil ja seotud probleemidest;
3. anda ülevaade varasemate, sarnaseid probleeme käsitlevate, uuringute tulemustest;
4. anda ülevaade uuringus kasutatavatest andmetest (sh läbi kirjeldava statistika) ja metoodikast;
5. hinnata erinevate alkoholi joogigruppide nõudlusfunktsioonid Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuringute andmetel;
6. testida strukturete muutuste esinemist ja hinnata strukturete muutuste ulatust alkoholi joogigruppide nõudluses pärast öise alkoholimüügi piirangu ja uue reklaamiseaduse kehtestamist.

Käesolev bakalaureusetöö koosneb kahest suuremast peatükist. Esimene peatükk on teoreetilist ja metoodilist aluspõhja käsitlev, mis täidab uurimisülesandeid 1 kuni 3. Teoreetilise osa eesmärk on luua raamistik probleemi empiiriliseks analüüsiks. Esmalt antakse ülevaade alkoholi kui hüvise omadustest ning selle peamistest nõudlust kujundavatest teguritest. Seejärel käsitleb autor erinevaid poliitikameetmeid alkoholituru reguleerimiseks ning nende teoreetilisi mõjusid alkoholi nõudlusele. Lisaks teooriatele antakse ülevaade ka peamistest nõudluse hindamise metoodilistest lähenemistest ning nende peamistest puudustest. Teoreetiline peatükk tugineb eelkõige mikroökoonoomika alustele (erinevatele nõudluse seadusepäradetele ja hüviste nõudluse hinna- ja sissetulekuelastsustele), kuid ka sõltuvusteooriatele ja ökonomeetrilistele meetoditele. Viimaks antakse ülevaade varasemate, sarnaseid probleeme käsitlevate, uuringute tulemustest, nendes kasutatud analüüsimeetoditest ja andmetest.

Töö teine peatükk koosneb uurimisprobleemi empiirilisest analüüsist – alustades kasutatavate andmete ja nende kogumismetoodika kirjeldamisest kuni analüüsi

väljundini ehk uuringu tulemuste tõlgendamiseni. Seega täidab peatükk 2 uurimisülesandeid 4 kuni 6 ning pakub vastuse ka uurimisküsimusele: kas poliitilised interventsioonid on viinud alkoholi tarbimise vähenemiseni Eesti alaliste elanike seas. Alkoholipoliitika efektiivsust hindab autor läbi struktuursete muutuste esinemise ja ulatuse alkoholi nõudluse. Sisuliselt huvitab autorit, kas muude tingimuste samaks jäädes on peale piirangute kehtestamist nõudlus alkoholsete jookide järele vähenenud ehk rakendatud on *ceteris paribus* printsiipi. Selleks hindab autor esmalt Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuringu põhjal nõudluskõverate parameetrid erinevate joogigruppide kohta. Seejärel viib autor läbi struktuursete muutuste analüüsi alkoholsete jookide nõudluses, kasutades seejuures osalist F-testi hüpoteeside testimiseks. Struktuursete muutuste ulatusele annab autor hinnangu läbi nõudluse keskmise juurdekasvumäära võrreldes *ex ante* prognoosiga.

Alkoholipiirangute analüüsi saaks edasi arendada, võttes vaatluse alla lisaks tarbimisele ka muud alkoholi tarbimise ja piirangutega kaasnevad mõjud. Näiteks saaks uurida, kas alkoholipiirangud on mõjutanud kuidagi tervisekahjusid, nendega seotud kulutusi või vähendanud häirekeskuste väljakutseid, mis on otseselt seotud alkoholi tarbimisega. Lisaks saaks ka uurida alkoholipiirangute mõju illegaalsele alkoholimüügile.

1. ALKOHOLI NÕUDLUSE JA ALKOHOLIPOLIITIKA MAJANDUSTEOREETILISED ALUSED

1.1. Alkoholi nõudlust kujundavad tegurid

Alkohol on oma olemuselt normaalhüvis – hinna suhtes langeva ja sissetuleku suhtes tõusva standardse nõudluskõveraga tarbekaup. Hinna suurenemisel tarbitav kogus väheneb ning sissetuleku suurenemisel tarbitav kogus kasvab (vt joonis 1). Seda kinnitab ka Fogarty (2004) poolt läbi viidud metaanalüüs, mis koondab 150 punkthinnangut alkoholi nõudluse omahinna elastsuste kohta 18 riigis. Alkohol on muudest tarbekaupadest aga mõnevõrra teistsugune seoses selle sõltuvusttekitavate omadustega ning kahjulike mõjudega, mis kaasnevad eelkõige alkoholi liigtarbimisega. Samas on mitmed uuringud näidanud, et mõõdukas tarbimine võib ka positiivselt tervisele mõjuda (vt nt Langer *et al* 1992). Sellest tulenevalt on alkoholi tarvitamise kasulikkuse rada teistsuguse kujuga. Kasulikkus sõltub palju enam ka ajast ja asukohast. Samuti sõltub nõudlus ka psühholoogilistest teguritest nagu grupisurve. Kahjulikest mõjudest tingituna on vajalik ka tarbimise riiklik reguleerimine, eriti kui riik katab kas osaliselt või täielikult erinevad ravikulud, kuna sel juhul on alkoholi liigtarbijad negatiivse välismõju tekitajad, vähendades riigi kui terviku heaolu.



Joonis 1. Alkoholi koguselise nõudluse Q sõltuvus hinnast P (vasakul) ja sissetulekust I (paremal). Allikas: autori koostatud.

Hüvise nõudluse omahinna elastsus on määratud selle asenduskaupade arvu poolt ning nende asendatavuse määrade poolt. Alkoholil kui tootegrupil puuduvad otsesed (vähemalt legaalsed) asendustooted, millel oleks samaväärne mõju tarbijale. (Fogarty 2008: 12–13) Tubakatoodel on ehk kõige ligilähedasem mõju, kuid erinevad uuringud (nt Decker *et al* 2000, Cameron *et al* 2001, Tauchmann *et al* 2008) on leidnud, et alkohol ja tubakatooted on pigem kaaskaubad kui asenduskaubad. Seega võib eeldada, et erinevate alkoholsete jookide gruppide nõudlus hinna suhtes on alaelastne ehk absoluutväärtuselt väiksem kui 1. Kui vaadata joogigrupi asemel aga mingit kindlat brändi, siis sellel on oluliselt rohkem asenduskaupu ning seega ka elastsuse absoluutväärtus oluliselt suurem ühest.

Vaadeldes erinevaid joogigruppe (õlu, lahja alkohol, vein, kange alkohol), on need suuremal või väiksemal määral omavahel asendatavad. Asendatavuse määr on oleneb paljudest teguritest, millest peamised võiksid olla järgmised: maitseeelistused, tarbimisharjumused (sh ka brändilojaalsus), hinnatundlikkus ja ka näiteks ilm või aastaaeg. Tulenevalt joogigruppidest kui asenduskaupadest, on alkoholi nõudlus lisaks omahinnale ka teiste joogigruppide hindadest. Seda väljendab nõudluse ristelastsus, mis mõõdab ühe kauba nõudluse suhtelist muutust, tingimusel, et asenduskauba hind tõuseb 1% võrra (*ceteris paribus*). Empiirilisel võib ristelastsuste hindamine keeruliseks osutada juhul, kui andmestiku ajaperioodide arv on väike. Muutujate vahel võib esineda oluline multikollineaarsus näiteks juhul, kui hinnad on mõjutatud üksnes inflatsiooni või maksumuutuste poolt. Eelduste kohaselt on toote nõudluse ristelastsus väiksem kui omahinna elastsus, kuna joogigrupid pole tõenäoliselt omavahel täielikult asendatavad.

Lisaks asenduskaupade arvule tuleb ka meeles pidada, et alkohol on sõltuvusttekitav aine ning selle tarbimine sõltub olulisel määral väljakujunenud harjumustest ehk varasematel perioodidel tarbitud kogustest (Cook, Moore 2000: 9). Gary Becker ja Kevin Murphy (1988) tulid välja ratsionaalse sõltuvuse teooriaga, väites, et ka sõltuvus, kuitahes tugev, võib olla ratsionaalne ning seega modelleeritav käitumistulem. Teooriate püstitamisel lähtusid nad järgmisest kasulikkusfunktsioonist (Becker, Murphy 1988: 676–677):

$$U(t) = U[y(t), c(t), S(t)] \quad (1)$$

kus $U(t)$ – kasulikkus ajahetkel t ,
 $c(t)$ – sõltuvust tekitava toote tarbimine ajahetkel t ,
 $S(t)$ – n -ö sõltuvuse kapitalivaru ehk sisuliselt sõltuvuse määr, mis sõltub mineviku tarbimisest c .

Sõltuvuse analüüsis on kaks olulist mõistet: tarbimise kuhjuv mõju (*reinforcement*) ja taluvusvõime (*tolerance*). Tarbimise kuhjuv mõju tähendab, et sõltuvust tekitava hüvise suurem tarbimine minevikus (S) suurendab praeguse tarbimise soovi (c) ehk $\frac{dc}{dS} > 0$. Müoopselt käituva (ehk lühinägeliku) tarbija jaoks on see piisav tingimus, ratsionaalne tarbija arvestab ka praeguse tarbimise kahjulike mõjudega pikas perspektiivis. Ratsionaalse tarbija jaoks on oluline, et sõltuvuse kasvust tulenev suurem kasulikkus läbi suurema koguse (c) ületaks negatiivse efekti suuremast tarbimisest tulenevatest kahjudest. Tolerantsus tähendab, et suurem mineviku tarbimine vähendab praegu tarbitava koguse kasulikkust ehk suurem $c(t)$ vähendab tuleviku tarbimise marginaalset kasulikkust läbi S -i suurendamise ($\frac{dU}{dS} < 0$). Läbi nende mõistete on sõltuvus defineeritud kui varasema tarbimise mõju praegusele tarbimisele. Ratsionaalse sõltuvusteooria peamised järeldused on järgnevad (Ibid.: 675–676; 681–688; 694–695):

- inimesed, kes diskonteerivad tulevikku rohkem, on sõltuvusaltimad tarbijad, kuna nad pööravad vähe tähelepanu tervisekahjudele;
- sõltuvus on seda tugevam, mida kiiremini mineviku tarbimine amortiseerub, kuna siis on praegusel tarbimisel väiksem negatiivne mõju tuleviku kasulikkusele;
- lühiajaline nõudluskõver on hinnamuutuste suhtes alaelastsem kui pikaajaline nõudluskõver, kuna praeguse suurem tarbimine suurendab kapitalivaru ehk sõltuvust ja tulevikus tarbitavaid koguseid.

Selle uuringu kontekstis on oluline neist viimane. Teooriast järeldub, et lühiajaliselt on nõudlus seda alaelastsem, mida suurem on sõltuvus. Wagenaar *et al* (2009) võtsid oma metauuringus kokku erinevad alkoholi nõudluse uuringud alkoholisõltlaste kohta ning leidsid, et selle tarbijategrupi nõudluse elastsused hinna suhtes on oluliselt lähedamal nullile kui teistel, kuid sissetuleku suhtes on nende nõudlus alkoholi järele endiselt

elastne. Seega on vähemalt see ratsionaalse sõltuvusteooria järelalus ka empiirilisel kinnitust leidnud.

Alkoholi nõudlus on sõltuv palju laiemast hulgast erinevatest teguritest kui enamik teised tarbekaubad. Lisaks hinnale ja sissetulekule on alkoholi nõudlus sõltuv ka erinevatest litsentsidest, maksudest, reklaamipiirangutest, vanusepiirangutest, sotsiaalsetest teguritest, grupisurve, harjumustest, tervislikest kaalutlustest (nii headest kui halbade kõrvalmõjudest), asukohast (st ruumilisest kättesaadavusest), soost, vanusest, usust, perekonnaseisust ja paljudest muudest teguritest. Aegridade analüüsis, mis põhineb agregeeritud andmetel, ei ole võimalik kogu seda heterogeensust arvesse võtta. Ristandmete analüüsi puhul on aga võimalik sellega arvestada, kasutades mudelites vastavaid kvantitatiivseid või kvalitatiivseid tegureid peegeldavaid muutujaid. (Collis *et al* 2010: 5) Sellest tulenevalt võiks nõudluse empiirilisel analüüsil olla eelistatum mikroandmete kasutamine, kuna võimaldab nõudlusmudelit rohkem kogu selle individuaalse heterogeensuse suhtes kontrollida. See võib eriti oluline olla, kui uurijat huvitavad elastsuste tegelikud väärtused ning seeläbi tahab leida hinnatõusu potentsiaalset mõju erinevatele tarbijategruppidele.

Mitte kõik täiskasvanud inimesed pole aga potentsiaalsed alkoholitarijad. Paljud inimesed hoiduvad täielikult alkoholi tarbimisest. Mõned põhjustest on järgnevad: isiklikud või perekondlikud tõekspidamised, kartus sõltuvuse ees, tervislikud kaalutlused (k.a. seoses ravimite tarvitamisega või rasedusega), seaduslikel põhjustel (vanus) jms (International ... 2000: 3–5).

Oluline eeldus alkoholi kui hüvise nõudluse teoreetilisel ja empiirilisel analüüsil on selle nõrk eralduvus (*weak separability*) teistest hüvistest. See tähendab, et tootegrupi sisene asenduse piirmäär on sõltumatu teistest tootegruppidest. Ehk et alkoholi nõudlus on elastne üksnes alkoholsete jookide hindade suhtes ning ei sõltu teiste toodete, näiteks leiva, hinnast. (Bielinska-Kwapisz, Young 2002: 7) Kui alkohol ei oleks nõrgalt eralduv teistest kaupadest, siis oleks nõudluse analüüs väga keeruline, et mitte öelda võimatu. Clements *et al* (1997) poolt läbiviidud uuringus ei suudetud alkoholi kui tootegrupi nõrga eralduvuse nullhüpoteesi ümber lükata.

1.2. Alkoholipoliitika ning selle mõju nõudlusele

Alkoholi tarbimisega (eriti liigtarbimisega) kaasnevad otsesed tervislikud kahjud, mida saab rahalises vääringus väljendada läbi ravikulude. Lisaks otsestele kahjudele kaasnevad pahatihti ka muud negatiivsed kõrvalnähud nagu kuritegevus, vägivald jms. Otsesed kahjud seoses alkoholi tarvitamisega on riigiti erinevad, kuid üldjuhul on need ligikaudu 0,5–5% SKP-st. Seega on alkoholi tarbijad negatiivse välismõju tekitajad, vähendades ühiskonna heaolu ning seetõttu on vajalik ka alkoholituru riiklik reguleerimine.

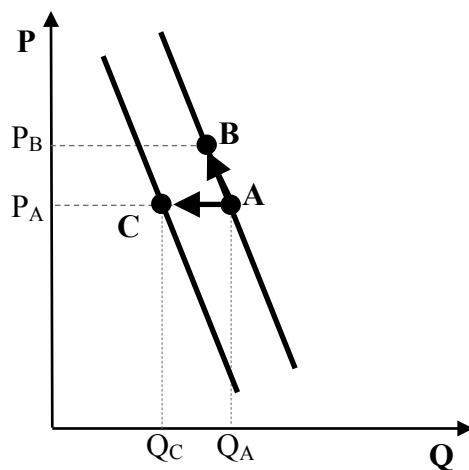
Alkoholi tarbimise ning sellega kaasnevate kahjude vähendamiseks on riikidel võimalik rakendada mitmeid erinevaid poliitikameetmeid. Mõned enamlevinud meetmed on järgmised: hindade mõjutamine, kättesaadavuse piiramine (vanuseline ja ajaline piiramine ning litsentseerimine), tarbijate teadvustamine, reklaamipiirangud ning karistused alkoholijoobes juhtimisele (Alcohol ... 2010: 772). Edwards (*et al* 1994) leidsid, et riigi eesmärk peaks olema etanooli tarbimise minimeerimine ning selle saavutamiseks peab ta leidma optimaalse kombinatsiooni maksustamisest, riigipoolsest pakkumise regulatsioonidest, reklaamipiirangutest ja investeringutest ravisse ning teadvustamisse (Belanciuc 2006: 10).

Godfrey ja Maynard (1995, viidatud Global... 2004: 2–3 vahendusel) jaotasid alkoholi vähendamise meetmed kolme funktsionaalsesse gruppi:

- üleriigilised poliitikameetmed (eesmärk vähendada kogu rahvastiku alkoholi tarbimist läbi erinevate majandushoobade);
- probleemile suunatud poliitikameetmed (eesmärk tegeleda otseselt probleemidega, nagu liigtarbimine, roolijoodikud jms);
- otsesed, suunatud sekkumised (eesmärk tegeleda individuaalselt inimestega või inimestegruppidega).

Peamiste poliitikameetmete – maksustamise ja ajalise piiramise – teoreetiline mõju nõudluskõverale on toodud joonisel 2. Maksustamise efektiivsus tarbimise vähendamisel tuleneb otseselt alkoholi kui normaalhüvise nõudluskõvera omadustest hinna suhtes ehk negatiivsest hinnaelastsusest. Maksustamine toob kaasa alkoholi hinna tõusu – täiendav kulu kandub kas osaliselt või täielikult üle tarbijatele (täiusliku

konkurentsiga turul ja/või alaelastse nõudluse korral maksavad tarbijad kogu täiendava kulu kinni). Kuna nõudlusfunktsioon on funktsioon hinnast ja sissetulekust, siis alkoholi hinnatõus toob omakorda kaasa tarbimise languse ulatuses, mis on suhtarvuna määratud nõudluse hinnaelastsuse poolt – mida elastsem nõudlus, seda suurem on suhteline muutus kogustes ja vastupidi. Seejuures ei mõjuta hinna ja sissetuleku muutused nõudlusfunktsiooni kuju (st selle struktuuri), kuna need tegurid on funktsiooni suhtes endogeensed. Joonisel 2 on hinnatõusust tingitud nõudluse vähenemine illustreeritud liikumisena punktist A punkti B. Seega on maksustamine efektiivne meetod tarbimise vähendamiseks. Kui aga eesmärk on üksnes liigtarbimise vähendamine, siis (liigse) maksustamisega vähendatakse seeläbi kõigi tarbijate heaolu ning see ei pruugi olla kõige sobivam meede. Ning meelde tuletades ratsionaalse sõltuvusteooria järeldusi, siis liigtarbijate kui sõltlaste nõudlus on harvemini tarbivate indiviidide omast oluliselt alaelastsem ning seega on maksustamise mõju nende nõudlusele ka väiksem.



Joonis 2. Alkoholi maksustamise ja müügi ajalise piiramise teoreetiline mõju nõudlusele. Allikas: autori koostatud.

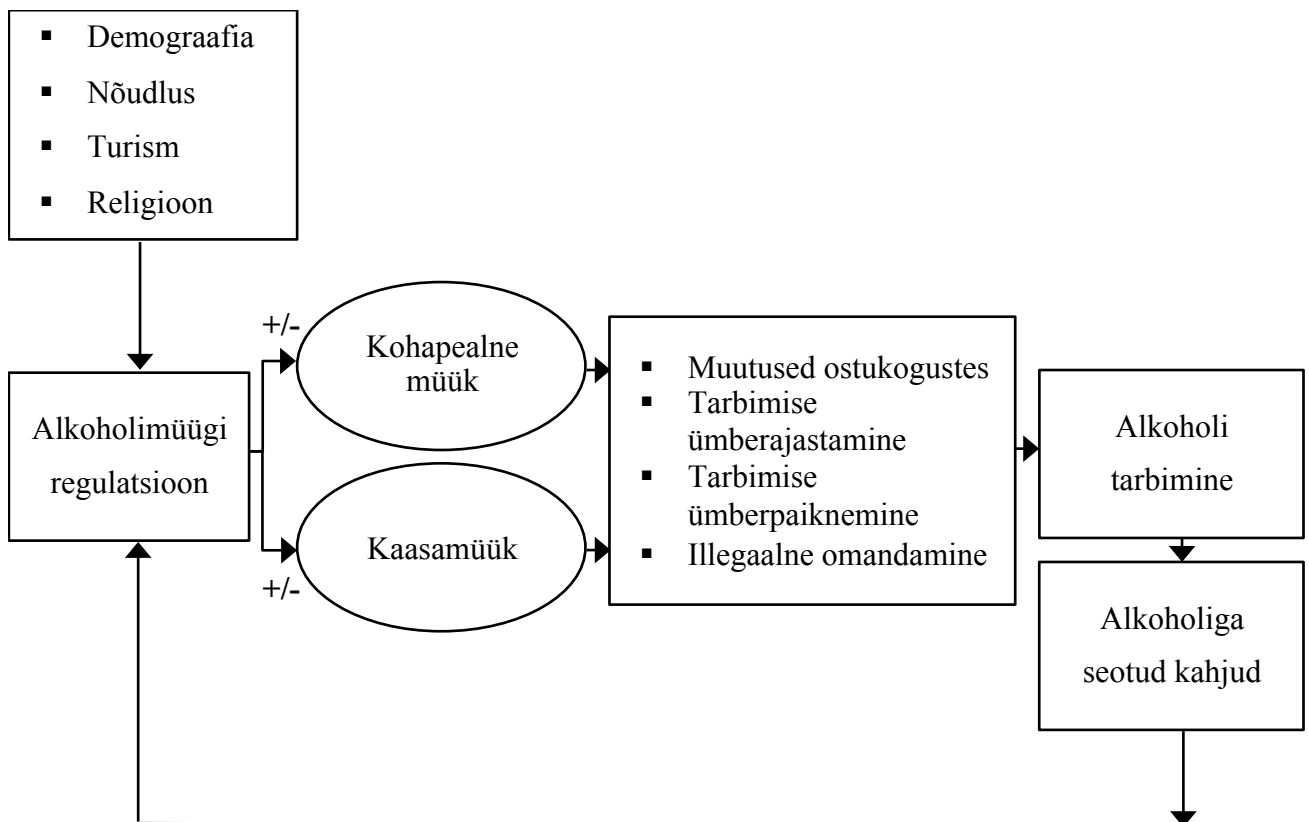
Toote nõudlust mõjutab oluliselt ka selle kättesaadavus. Kättesaadavuse liike on erinevaid: seadusandlik (nt litsentsid, vanusepiirangud), ajaline (nt kellajaline, päevaline) ja ruumiline. Selles töös vaadeldakse eelkõige ajalise piiramise mõjusid nõudlusele. Kui müügiaega vähendada, väheneb teoorias ka toote kättesaadavus ning seda eriti kohapealse müügi puhul – nõudlus alkoholi järele (Q) väheneb iga hinnataseme (P) juures, ehk toimub nõudluskõvera struktuuri muutus, mis väljendub selle nihkena vasakule (joonisel 2 liikumine punktist A punkti C). Kaasamüügi puhul

on tarbijad võimelised oma harjumusi kohandama ning seega on võimalikke tulemeid rohkem – alkoholi nõudlus võib suureneda, väheneda või samaks jääda.

Alkoholi ajalise kättesaadavuse ehk müügiaja reguleerimise efektiivsust mõjutavad oluliselt erinevad rahvastiku iseärasused, nagu alkoholi nõudlus enne piirangut, vanuseline jaotus, religioossed tõekspidamised ja ka asukoha populaarsus turistide seas. Esmalt mõjutab müügi ajaline piiramine või deregulatsioon tarbijate võimalusi alkoholi soetada. Seejärel võivad tarbijad oma ostuharjumusi muuta mitmel viisil: muutes ostukoguseid, tarbimist ümber ajastades, tarbimise asukohta muutes või alkoholi illegaalselt soetades. Ostuharjumused võivad seejuures muuta tarbimisharjumusi ning seeläbi alkoholi tarbimise koguseid, mõjutades alkoholi (liig-)tarbimisega seotud kahjusid. (Hahn *et al* 2010: 592) Seega oleneb alkoholimüügi ajalise reguleerimise efektiivsus oluliselt muutuse ulatusest, varasematest tarbimisharjumustest (nt, kas kaasamüük või kohapealne tarbimine oli levinum) ning tarbijate kohanemisest muutunud olukorraga. Tulemiks võib olla nii alkoholi tarbimise vähenemine, muutumatus ning erandjuhtudel ka tarbimise suurenemine. Need alkoholimüügi ajalise reguleerimise hüpoteetilised mõjud alkoholi tarbimisele ja sellega seotud kahjudele on toodud voodiagrammina joonisel 3.

Muutused müügiajas võivad mõjutada kaasnevaid kahjusid ka teisiti. Näiteks kohapealse müügiaja suhteline suurenemine võrreldes kaasamüügiga võib suurendada sotsiaalset koondumist, mis omakorda võib soosida agressiivset käitumist, mille üheks põhjuseks on alkoholi tarbimine. (Lipsey *et al* 1997: 246–247, Hahn *et al* 2010: 592) Seega võib piirangu efekt avalduda ka läbi muude aspektide kui tarbimiskoguste.

Reklaamipiirangute mõjude kohta alkoholi nõudlusele on nii arvamused kui ka seni tehtud uuringud ebaselged. Ühtset teoreetilist raamistiku reklaami mõjude kohta ei eksisteeri ning empiirilised uuringuid muudab raskemaks vajalike andmete ebapiisavus. Sotsiaalse õppimise teooria leiab, et reklaamid loovad alkoholi tarbimisest kuvandi kui ohutust ja igapäevasest tegevusest, mõjutades seeläbi oluliselt inimeste tarbimisharjumusi, alaealiste alkoholi tarbimist ja üldisemalt alkoholi kuritarvitamist (Grube 1995: 105). Vastuolus eelneva väitega, leidis Gallet (2007: 122–124) oma



Joonis 3. Alkoholimüügi ajalise regulatsiooni hüpoteetiliste mõjude voodiagramm. Allikas: (Hahn *et al* 2010: 592).

metauuringus, et alkoholi nõudluse elastsuste mediaanväärtus reklaamide suhtes on väga väike (ligikaudu 0,029), mis viitab, et reklaamide mõju tarbimisele ei ole märkimisväärne ning seega pole reklaami keelamine enamasti efektiivne meede tarbimise vähendamiseks. Osad uuringud on küll järeldanud reklaamide olulist mõju noorte alkoholi tarbimisele, kuid neid uuringuid on siiski üpris vähe ja kuna avaldatakse enamasti ainult statistiliselt olulisi tulemusi, võib esineda publikatsiooninihe.

1.3. Alkoholi nõudluse modelleerimine

Alkoholi nõudluse modelleerimise lähenemised võib vastavalt kasutatavate andmete tüübile jaotada kaheks: agregeeritud andmetel ja mikroandmetel põhinevad meetodid. Kuna selle analüüsi tarbeks on võimalik kasutada üksnes mikroandmeid, keskendub käesolev töö ainult mikroandmete mudelitele. Kuigi ristandmed võimaldavad

kontrollida mudelit paremini individuaalse heterogeensuse suhtes kui seda on võimalik teha aegriidade puhul, siis on ristanndmete puhul siiski ka omad probleemid, millele tuleb tähelepanu pöörata.

Alkoholi tarbimist käsitlevates küsimustikes on probleemiks alaraporteerimine – vastajad tarbivad sageli rohkem kui nad küsimustikesse märgivad. Selle põhjuseks võib näiteks olla tahtmatus tunnistada endale sõltuvust. Williams *et al* (1985) leidsid, et põhilised alaraporteerijad on liigtarbijad ning kuna liigtarbijad moodustavad väga väikese osa rahvastikust, siis alaraporteerimisest tulenev nihe on väga väike. Vastuolus eelneva väitega on mitmed empiirilised uuringud näidanud, et alaraporteerimine on ulatuslikum probleem. Näiteks leidsid Midanik *et al* (1982), et küsimustikes raporteeritud kogused moodustasid tegelikust tarbimisest ainult 40–60%, mis ei saa tuleneda üksnes liigtarbijate alaraporteerimisest. Seda kinnitavad ka uuemad uuringud (nt Stockwell *et al* 2004). Alaraporteerimine käesoleva töö kontekstis suureks probleemiks ei osutu, kuna koguste absoluutväärtused ei mängi olulist rolli ning võib eeldada, et kui alaraporteerimine esineb, siis see on ajas (vähemalt vaatlusalusel lühikesel ajaperioodil) ligikaudu konstantne.

Teiseks probleemiks küsimustike puhul on valimi nihe. Selle allikateks on küsimustike madal vastamismäär, mis ei pruugi alati juhuslik olla. Sageli jääb vaatluse alt kõrvale kõige probleemsem alkohoolikute grupp, kellega on raske kontakti saada (Meikeljohn *et al* 2012: 4–5).

Ristanndmete kasutamisel hüviste nõudluse analüüsis on paratamatu null-tarbimise suur hulk valimis. Null-tarbimine valimis ei tähenda aga alati, et inimene ei tarbi antud toodet üldse. Üldiselt on null-tarbimisel kolm peamist põhjust (Angulo *et al* 2001: 74–75):

1. vaadeldav periood on liiga lühike, et tarbija jõuaks toodet tarbida ehk teisisõnu toote harv või ebakorrapärane tarbimine;
2. tarbijad ei tarbi toodet üldse (karskus);
3. majandusagendi heaolu maksimeeriv kogus antud hindade ja sissetulekutaseme juures on 0 (*corner solution*).

Kui valimis esinevad null-vaatlused, siis tavalise vähimruutude meetodi kasutamisel parameetrite hindamisel tekivad probleemid. Kui null-kogused kaasatakse parameetrite hindamisel valimisse, saadakse heade omadusteta ja (suure) nihkega hinnangud, mis võivad prognoosida negatiivset tarbimist (Amemiya 1984: 4–5). Need hinnangud on peaaegu alati allapoole nihkega (Greene 2000: 851). Samas kui null-vaatlused kõrvale jätta, tekib selektsiooniprobleem, andmehulk väheneb oluliselt ning hinnangud ei tule mõjusad ehk ei koonu tõenäosuse järgi tegelikuks väärtuseks. Selle põhjust võib vaadelda kui spetsifikatsiooniviga. Kui kaasata regressioonanalüüsi ainult positiivsed vaatlused, siis (Wooldridge 2002: 524–525):

$$y_i = x_i\beta + \sigma\lambda\left(\frac{x_i\beta}{\sigma}\right) + u_i \quad (2)$$

$$E(u_i|x_i, y_i > 0) = 0$$

Hinnang tuleb nihkega kui esineb korrelatsioon x_i ja $\lambda\left(\frac{x_i\beta}{\sigma}\right)$ vahel ehk $cov\left(x_i, \lambda\left(\frac{x_i\beta}{\sigma}\right)\right) \neq 0$ (*Ibid.*).

Nende probleemide kõrvaldamiseks on vaja kasutada tsenseeritud mudeleid (*censored models*), mis arvestavad ka null-vaatlustega valimis. Üheks levinud lähenemiseks tobit mudeli kasutamine, kuid see on põhjendatud ainult juhul kui null-vaatluste põhjuseks on majandusagendi ratsionaalne käitumine ehk heaolu maksimeeriv kogus on null (*corner solution*). Seega eeldab tobit mudel, et kõik vaatlusalused subjektid antud toodet ka tarbivad. Tsenseeritud sõltuva muutujaga mudelitest levinumad alkoholi nõudluse modelleerimise praktikas on järgmised: tobit mudel, kahetökkeline mudel (*double-hurdle model*) ja harva tarbimise mudel (*infrequency of purchase model*).

1.3.1. Tobit mudel

Majapidamiste tarbimisküsitlustes on paljudel muutujatel järgnev iseloom: muutujal on ülemine või alumine piirväärtus ning suur osa vaatlustest omavad seda piirväärtust. Ülejäänud vaatluste puhul on muutuja varieeruv kas üleval- või allpool seda piirväärtust. (Tobin 1958: 24) Nagu eelnevalt arutletud, on ka alkoholi tarbimise

vaatlused sellise iseloomuga – tarbimise piirväärtust ehk nulltarbimist esineb palju ning ülejäänud vaatluste tarbimine on ülevalpool seda väärtust.

Nullväärtused aga, nagu eelnevalt mainitud, ei tähenda ainuüksi seda, et subjekt ei tarbi toodet. Tobin tuli oma töös (1958) välja mudeliga, mida hiljem hakati kutsuma tobit mudeliks (Tobini probit mudel). Tobit mudel on normaalne tsenseeritud regressioonimudel, mis võimaldab arvestada ka nullvaatlustega. Tsenseeritud mudeli eeliseks lõigatud muutujaga mudeli ees (*truncated model*) on seega väiksem infokadu. (Wooldridge 2002: 517–520)

Tobit mudeli struktuurvalem on:

$$y_i^* = x_i\beta + u_i \quad (i = 1, \dots, N) \quad (3)$$

Kus vealiige u_i on eelduslikult jaotunud normaaljaotuse alusel ning on konstantse varieeruvusega (homoskedastiivne) ehk $u_i \sim N(0, \sigma^2)$. Muutuja y^* on latentne pidev muutuja, mis on vaadeldav juhul, kui omandab väärtusi üle piirmäära \mathcal{L} , muudel juhtudel on see aga tsenseeritud. Alkoholi tarbimise puhul on andmed tsenseeritud punktis $\mathcal{L} = 0$ ehk vaadeldav sõltuv muutuja y on määratud järgmise süsteemi poolt:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{kui } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{kui } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

Eelnev võimaldab eristada tegelikku nulltarbimist tsenseeritud andmetest. Alkoholi tarbimise puhul tähendab see nurgalahendi ja mittetarbijate eristamist alkoholi tarbijatest, kelle tarbimine ei kajastu küsimustiku tulemustes (Collis *et al* 2010: 25).

Tobit mudeli tõepärafunktsioon logaritmiline kuju avaldub järgmiselt:

$$\ln L(\beta', \sigma) = \sum_{y_i=0} \ln \left\{ 1 - \Phi \left(\frac{X_i\beta}{\sigma} \right) \right\} + \sum_{y_i>0} \ln \left\{ \frac{1}{\sigma} \phi \left(\frac{y_i - X_i\beta}{\sigma} \right) \right\} \quad (5)$$

Kus $\phi(\dots)$ ja $\Phi(\dots)$ on vastavalt standardse normaaljaotuse tihedusfunktsioon ja kumulatiivne tihedusfunktsioon. Tõepärafunktsioon (valem 5) koosneb kahest osast. Vasakpoolne summa on tavaline ehk binaarne probit, mis väljendab tsenseeritud väärtuse ehk nulltarbimise tõenäosust (pöördtõenäosus positiivse tarbimise

tõenäosusest). Parempoolne summa on aga standardne regressioon üle positiivsete väärtuste. Tõepärafunktsiooni θ suhtes maksimeerides leiame parameetrite suurima tõepära hinnangud. Eeldades, et mudel on korrektselt spetsifitseeritud, annab see meile mõjusad ja asümptootiliselt efektiivsed hinnangud (Sørensen 2011: 4). Kuigi see funktsioon on diskreetse ja pideva jaotuse kombinatsioon, saab seda kasutada suurima tõepära hinnangute leidmiseks ilma probleemideta (Amemiya 1973: 998–999).

Tobit mudelil on 3 tinglikku keskväärtust. Piirväärtusel $\mathcal{L} = 0$ avalduvad need järgneval kujul:

1. Latentse muutuja ooteväärtus: $E[y^*] = X_i\beta$ (6)

2. Muutuja y ooteväärtus: $E[y] = \phi\left(\frac{X_i\beta}{\sigma}\right) [X_i\beta + \sigma\lambda(a)]$ (7)

3. Muutuja $y|_{y>0}$ ooteväärtus: $E[y|_{y>0}] = X_i\beta + \sigma\lambda(a)$ (8)

Parameetril β on kaks tõlgendust. See näitab nii muutuja x_i (näiteks sissetuleku) muutuse mõju tarbimise tõenäosusele kui ka tarbitavale kogusele. Tobit mudel on seetõttu liialt piirava spetsifikatsiooniga. Peale normaaljaotuse eeldab see, et alkoholi tarbimine on ühetasandiline valik. Teisisõnu on alkoholi tarbimine (st kas indiviid tarbib või ei tarbi alkoholi) määratud ära sama mehhanismi poolt, mis määrab ära ka tarbitava koguse. (Tauchmann *et al* 2008: 9) Selle eelduse kohaselt on seega kõik vaatlused valimis alkoholi tarbijad ning alkoholi mitte tarbimine on indiviidi heaolu (ehk kasulikkusfunktsiooni) maksimeeriv käitumistulem ehk nurgalahend (*corner solution*). Mitmed uurijad on leidnud, et need eeldused on liialt piirava iseloomuga ning vajalik on teistsugune lähenemine (Sigelman *et al* 1999, Yen, Jensen 1996). Teisalt on leitud, et kui nullvaatlused tulenevad pigem tarbimise vähesest sagedusest kui karskusest, siis on tobit mudeli hinnangud endiselt heade omadustega (Collis *et al* 2010: 29).

Üheks võimaluseks liialt piiravatest eeldustest vabanemiseks on standardset tobit mudelit laiendada kujule, mis on Deatoni ja Irishi töödest (1984) tuntud kui p -tobit. Olgu suhteline osa rahvastikust, kes tarbivad alkoholi, p ja ülejäänud, kes kunagi alkoholi ei tarbi, $1-p$. Potentsiaalsetele alkoholi tarbijatele rakendub tobit mudel, teiste tarbimiseks võrdub aga automaatselt nulliga. Sellise p -tobit mudeli tõepärafunktsiooni logaritmiline kuju on (Sørensen 2011: 4–5):

$$L(\beta', \sigma, p) = \sum_{y_i=0} \ln\{1 - p\Phi(x_i\beta)\} + \sum_{y_i>0} \ln \left\{ p \frac{1}{\sigma} \phi \left(\frac{y_i - x_i\beta}{\sigma} \right) \right\} \quad (9)$$

Mudelis 9 hinnatakse täiendav parameeter p , mis on hinnatud alkoholi tarbijate suhtarv kogu rahvastikus. Sisuliselt on tobit mudel (mudel, kus kõik on alkoholi tarbijad ehk $p = 1$) täiendava piirangu sees (*Ibid.*). Selline mudel võib aga endiselt osutada liialt kitsendatuks, kuna erinevad otsustustasandid (kas tarbida ja kui palju tarbida) alluvad samadele muutujatele.

1.3.2. *Double-Hurdle* mudel

Alternatiivseks lähenemiseks tobit mudelile on erinevad mitmetasandilised käitumismudelid, kus alkoholi tarbimine ja tarbitav kogus on määratud erinevatel otsustustasanditel ning neid mõjutavad erinevad tegurid. Üheks selliseks lähenemiseks on kahetökkeline tarbimismudel (*double hurdle model*), mis on viimase aja uuringutes enam levinud lähenemine, kuid selle üheks põhjuseks on ka kasutatavate andmete, milleks enamasti on leibkonna eelarve uuringud, iseloom. Kahetökkelise mudeliga tuli esmalt välja Cragg (1971) ning see on oma olemuselt simultaanne tarbija otsustusmudel.

Double-hurdle mudeli põhimõte on, et tarbija peab „ületama” kaks tõket enne kui ta kuulub tarbijate gruppi. Esimene tõke on põhimõtteline otsus alkoholi tarbimise või mitte tarbimise kohta. Teine tõke on tarbimise koguseline otsus. Mudelis on kaks latentset muutujat: d_i^* ja y_i^* . Muutuja d_i^* on tõenäosus, et indiviid tarbib alkoholi ja muutuja y_i^* määrab ära koguse, mida indiviid tarbib. (Angulo *et al* 2001: 75) Tobit mudelist eristub kahetökkeline mudel sellepolest, et otsustusprotsessid on eraldatud üksteisest ning neid võivad mõjutada erinevad muutujad. Need otsustustasandid on defineeritud kui:

$$d_i^* = z_i a + u_i \quad (10)$$

$$y_i^* = x_i \beta + v_i \quad (11)$$

Kus d_i^* on latentne muutuja, mis näitab osalust ja omandab väärtuse 1, kui tarbija on potentsiaalne alkoholi tarbija, ning väärtuse 0, kui ei ole. Muutuja y_i^* on latentne muutuja, mis näitab tarbitavat kogust. Vektorid z_i ja x_i on otsuseid mõjutavad muutujad. Positiivne tarbimine on vaadeldav juhul, kui mõlemad latentsed muutujad on positiivsed (*Ibid.*):

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{kui } d_i^*, y_i^* > 0 \\ 0 & \text{muudel juhtudel} \end{cases} \quad (12)$$

Erinevalt tobit mudelist on seega kahetökkelises mudelis kaks eraldiseisvat põhjendust nulltarbimisele. Esmalt võib nulltarbimine tuleneda esimesest tõkkest – indiviid põhimõtteliselt ei tarbi alkoholi ($d_i^* = 0$) ning seega on tarbitav kogus null ($y_i = 0$). Teine põhjendus nulltarbimisele tuleneb teisest tõkkest ning see on põhjustatud endogeensete muutujate (enamasti majanduslike tegurite) tasemetest – tarbija kasulikkusfunktsiooni maksimumpunktis on tarbitav kogus 0 (*corner solution*).

Double-hurdle mudeli log-tõepärafunktsioon avaldub kujul:

$$L(\alpha', \beta', \sigma) = \sum_{y_i=0} \ln \left\{ 1 - \Phi(z_i \alpha) \Phi \left(\frac{x_i \beta}{\sigma} \right) \right\} + \sum_{y_i>0} \ln \left\{ \Phi(z_i \alpha) \frac{1}{\sigma} \phi \left(\frac{y_i - x_i \beta}{\sigma} \right) \right\} \quad (13)$$

1.3.3. Box-Cox transformatsioon

Arabmazard ja Schmidt (1982) näitasid, et suurima tõepära hinnangud on tundlikud spetsifikatsioonivigade suhtes ja hinnangud ei ole konsistentsed juhul, kui kahe muutuja normaaljaotuse eeldus pole täidetud (Aristei, Pieroni 2007: 3). Alkoholi tarbimise puhul on sageli andmed positiivselt asümmeetrilised (n-ö parempoolse sabaga). Sellisel juhul on mudeli sõltuvat muutujat korrigeerides siiski võimalik mõjusaid hinnanguid saada. Üheks selliseks võtteks on Box-Cox transformatsioon sõltuvale muutujale, mis eeldab, et eksisteerib selline transformatsiooni parameeter *theta*, mis lähendab andmed normaaljaotusele (Yen 1993; Yen ja Jones 2000):

$$y^T = \frac{y^\theta - 1}{\theta} \quad \text{kui } \theta \neq 0 \quad (14)$$

$$y^T = \ln(y) \quad \text{kui } \theta = 0$$

Kus *theta* (θ) on tundmatu parameeter, mille ülemine piirväärtus ($\theta = 1$) võrdub lineaarse transformatsiooniga ning alumine piirväärtus ($\theta = -1$) võrdub pöördväärtusega. Parameetri väärtus $\theta = 0$ võrdub logaritmilise transformatsiooniga. Üldjuhul paikneb see parameeter kahe piirväärtuse vahemikus (st mitte piirväärtustel).

Eelneva avaldise (seose 14) põhjal tuletatud pöördtransformatsioon avaldub järgmiselt:

$$y_i = (y_i^T \theta + 1)^{\frac{1}{\theta}} \quad (15)$$

Box-Cox transformatsiooniga mudeli sõltuv muutuja on nüüd tsenseeritud punktis $-\frac{1}{\theta}$ (Aristei, Pieroni 2007: 6):

$$y_i^T = y_i^* \quad , \text{ kui } y_i^* > -\frac{1}{\theta} \quad (16)$$

$$y_i^T = 0 \quad \text{muudel juhtudel}$$

Transformatsiooniparameetri *theta* hinnang leitakse üldjuhul suurima tõepära meetodil. Kuid võimalik on ka näiteks Bayesi statistikal põhinev lähenemine. Levinum lähenemine praktikas on hinnata kõigepealt parameetri *theta* väärtus ning seejärel viia läbi analüüs tavapärasel moel (parameetrite tõlgendamisel tuleks aluseks võtta pöördtransformatsiooni valem). (Li 2005) Võimalik on ka transformatsiooniparameetri simultaanne hindamine, kuid empiirilistes töodes kohtab seda väga harva, kuna reaalne kasu sellest on enamasti teoreetiline ja rakendamine keerukam.

1.4. Ülevaade varasematest uuringutest

Varasemaid regressioonanalüüse Eesti alkoholituru kohta autoril ei õnnestunud leida. Erinevad alkoholipoliitika uuringud põhinevad lihtsamatel statistilistel meetoditel ja erinevatel stsenaariumide simulatsioonidel. Üllataval kombel ei õnnestunud autoril leida

ühtegi tööd, kus oleks üritatud Eesti andmetel hinnata alkoholi nõudluse elastsusi. Kuivõrd aegread on selleks liialt lühikesed, siis mikroandmebaase, mida saaks kasutada, on vähemalt kaks: Statistikaameti poolt läbiviidav leibkonna eelarve uuring (LEU) ja Tervise Arengu Instituudi poolt läbi viidav Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuring.

Maailmamastaabis on alkoholi nõudluse uuringud väga levinud ning seda eriti viimasel mõnel aastakümnel kui need uuringud on järjest enam poliitiliselt motiveeritud, tegemaks informeeritumaid poliitotsuseid. Varasemalt oli fookus põhiliselt sigaretiturgudel ning seetõttu on selle kohta kirjandust oluliselt rohkem kui alkoholi nõudluse ning selle modelleerimise kohta.

Gallet (2007) viis läbi alkoholi nõudluse metaanalüüsi, mille peamised järeldused ja tähelepanekud on kokkuvõtvalt esitatud järgnevalt (võrdlusbaasiks on OLS hinnangud, kui pole muudmoodi mainitud):

- veini ja kange alkohol nõudlus on püsivalt elastsem kui õlle nõudlus ning elastsuste vahed on üldjuhul sarnased;
- poollogaritmilise funktsionaalse kuju kasutamisel on elastsused väiksemad kui lineaarsete mudelite puhul. Log-log spetsifikatsioonil ei ole elastsused oluliselt erinevad lineaarsest mudelist;
- nõudlussüsteemidel põhinevad (näiteks A.I.D.S., Rotterdam või nende hübriidmudel) hinnangud on lineaarsest mudelist vähem elastsemad;
- sõltuvusmudelite (nt *rational addiction model*) ja tõkestatud mudelite (nt *double-hurdle models*) ei ole oluliselt erinevad;
- teistel meetoditel (näiteks 2SLS ja 3SLS) leitud hinnaelastsuste hinnangud absoluutväärtuselt suuremad;
- ühevõrrandilise suurima tõepära hinnangu puhul on elastsuste hinnangud absoluutväärtuselt väiksemad;
- täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodi, üldistatud vähimruutude meetodil ja üldistatud momentide meetodil leitud hinnangute tulemused ei ole oluliselt erinevad OLS hinnangutest;
- lühiajaline elastsus on absoluutväärtuselt suurem kui pikaajaline elastsus.

Kuigi eelnevad tähelepanekud annavad mõningast informatsiooni metoodiliste lähenemiste erinevuste kohta, leiab töö autor, et selline analüüs võib olla kohati liialt üldistav. Võttes kokku niivõrd suure valimi erinevate riikide kohta võibki petlikult järeldada, et metoodilised lähenemised tagavad ligikaudselt samu tulemusi, kuid sama riigi puhul võivad tulemused siiski olla väga erinevad.

Nõudluse elastsuste kohta on erinevate metauuringute tulemused sarnased. Õlle nõudluse omahinna elastsus on enamasti kõige väiksem ning muude alkoholsete jookide nõudlus on hinna suhtes elastsem. Õlle nõudluse hinna mediaanelastsus Gallet'i (2007: 124) metaanalüüsis oli $-0,36$ samas kui veini ja kange alkoholi hinna mediaanelastsused olid ligikaudu $-0,7$. Sissetulekuelastsuste suhteline vahe oli mõnevõrra suurem. Õlle nõudluse sissetulekuelastsuse mediaanväärtus oli $0,394$ ning veinil ja kangel alkoholil vastavalt $1,1$ ja $1,0$.

Alkoholi kättesaadavuse (nii ajalise kui ka ruumilise) uuringutes on kõige levinumaks lähenemiseks aegridade analüüs ning täpsemaks analüüsimeetodiks katkestatud aegridade analüüs (*interrupted time-series analysis*) ARIMA mudeli põhjal (vt nt Bose ja Holder 1987, Williams 1972, Vingilis *et al* 2005). Kuna Eesti aegread alkoholituru kohta on niivõrd lühikesed, et nende kasutamine on väikese vabadusastmete arvu tõttu võimatu.

Varasemaid uuringuid alkoholimüügi ajalise piiramise mõjude kohta tarbimisele õnnestus autoril leida suhteliselt vähe (vt tabel 1). Palju enam uuringuid keskendub otseselt alkoholiga seotud negatiivsete mõjude hindamisele ning interventsioonide mõjule nende vähendamisel. Nii mõnegi töö puhul tekkis aga töö autoril kahtlus uuringute tulemuste kausaalsuse kohta. Kui puudub mõju alkoholi tarbimisele, siis ei ole eriti realistlik eeldada, et piirang omab olulist mõju tarbimisega seotud kahjudele. Kui aegrea samm oleks väike, siis ehk oleks õigustatud otsene kahjude analüüs (tõenäosus, et muud tegurid mõjutavad kahjusid oleks väiksem), kuid pigem olid kasutusel pikema sammuga aegread. Sellisel juhul tuleks aga töö autori veendumuste kohaselt esmalt uurida mõju tarbimisele ning alles seejärel pöörata tähelepanu kahjudele.

Varasemad uuringud ajaliste piirangute mõjudest alkoholi nõudlusele, nendes kasutatavad andmed, analüüsimetoodika ning tulemused on kokkuvõtlikult toodud tabelis 1. Suurem enamus uuringutest lähtuvad aegridadest. Aegridade kasutamine on eelistatum lähenemine, kuna analüüsimeetodid probleemi käsitlemiseks on laiemalt levinud ning agregeeritud andmete peal on analüüsi on mõnevõrra lihtsam läbi viia.

Tabel 1. Kokkuvõtte mõningatest varasematest uuringutest alkoholimüügi ajaliste piirangute efektiivsuse kohta.

Uuring	Kvaasi-eksperiment	Metoodika ja andmestik	Tulemus
Williams (Austraalia, 1972)	Müügiaja suurendamine: algselt kuni 18:00 hiljem 22:00	Aegridade statistiline analüüs.	Nõudluse suurenemine: 12%
Knight, Wilson (Ühendkuningriigid, 1980)	Müügiaja suurendamine: algselt kuni 22:00 hiljem 23:00	Protsentuaalsed muutused nõudluses ja tarbimismustrites. Aegread.	Nõudluse muutus: meestel: -4,9% naistel: +3,8%
Bruce (Ühendkuningriigid, 1980)	Müügiaja suurendamine: algselt kuni 22:00 hiljem 23:00	Õllemüügi mikroandmed.	Muutused ei olnud statistiliselt olulised.
Hoadley <i>et al</i> (USA, 1984)	Müügiaja vähendamine ja suurendamine erinevates osariikides	Longituudne paneeluuring.	Statistiliselt oluline korrelatsioon varase sulgemisaja ning kange alkoholi nõudluse vahel.
Goddard (Ühendkuningriigid, 1986)	Pühapäevane alkoholimüügi keeld ja müügiaja vähendamine ühe tunni võrra.	Residentsete elanike seas läbi viidud küsitluse andmed.	Naiste seas kasvas mõnevõrra alkoholi tarbimine. Meeste puhul statistiliselt olulisi muutuseid polnud.
Norström, Skog (Rootsi, 2005)	Müügiaja suurendamine: Lubati müük pühapäeviti kuues maakonnas	ARIMA ja parameetrilised mudelid. Aegread müügi kohta.	Alkoholimüük suurenes (<i>per capita</i>): 3,6%
Stehr (USA, 2007)	Müügiaja vähendamine: pühapäevane müügikeeld	Aegridade statistiline analüüs	Õlle nõudlus <i>per capita</i> : -2,4% Kange alkoholi nõudlus vähenes <i>per</i>

			<i>capita</i> : -3,5%
Goddard (Ühendkuningriigid, 2008)	Alkoholimüügi ajalise piirangu eemaldamine.	Majapidamiste küsitluste mirkoandmed.	Marginaalne langus tarbimises.
Hough <i>et al</i> (Ühendkuningriigid, 2008)	Alkoholimüügi ajalise piirangu eemaldamine.	Alkoholimüügi mikroandmed.	Puudus statistiliselt oluline muutus.
Hahn (2010)	–	Metaanalüüs ajaliste piirangute mõjude kohta alkoholi tarbimisele kui ka kaasnevatele mõjudele.	Müügiaja suurendamisel <2 tundi: tulemused pole konsistentsed, järelused puuduvad Müügiaja suurendamisel ≥2 tundi: alkoholi müük ja kaasnevad kahjud suurenevad oluliselt

Allikas: autori koostatud.

Nagu tabelis 1 toodud uuringute kokkuvõtetest on näha, siis kindlad tõendid alkoholimüügi piirangute mõjude kohta alkoholi tarbimisele ja kaasnevatele kahjudele puuduvad. Piirangu mõju esinemine ning selle ulatus oleneb paljuski eelnenud tingimustest ning müügiaja muutuse ulatusest. Üldiselt võib väita, et mida varem õhtul müük peatatakse, seda rohkem mõjutab see tarbimismustreid. Nagu Hoadley *et al* (1984) leidsid, siis varajane sulgemine võib mõningatel juhtudel suunata inimesi ka kangemaid jooke tarbima, mis ei ole enamasti soovitud tulemus.

2. ALKOHOLI REKLAAMI- JA MÜÜGIPIIRANGUTE EFEKTIIVSUSE ANALÜÜS EESTIS NÄITEL

2.1. Kasutatavad andmed ja andmekogumismetoodika

Eestis jõustus 14. juunil 2008 üleriigiline öise alkoholimüügi piirang, mis määras lubatud jaemüügi ajaks kella 10-st hommikul kuni kella 22-ni õhtul. Varasemalt kehtisid ka umbes 50 kohalikus omavalitsuses (suuremas osas erinevad Harjumaa kohalikud omavalitsused ent mitte ainult) öise alkoholimüügi piirangud, kuid enne 2007. aastat polnud neist ükski niivõrd piirav kui uus, üleriigiline müügipiirang. Lisaks jõustus 2008. aasta 1. novembrist täiendatud reklaamiseadus, mis piiras senisest enam alkoholi tarbimise propageerimist. Nende meetmete rakendamise üheks peamiseks eesmärgiks oli *per capita* alkoholitarbimise vähendamine. Seaduse eelnõu algatamise seletuskirjas toodi teiste hulgas näiteks järgmised põhjendused: „kellaajalised piirangud alkoholi müügile kahandavad alkoholi ostmise võimalusi ja aitavad kaasa liigtarbimise vähendamisele” ja „alkoholireklaamil on võime kujutada toote tarbimist kui sotsiaalselt heakskiidetud ja soovitatavat tegevust; toetada liigtarvitamist soosivaid väärtushinnanguid ja hoiakuid ning soodustada uute tarbijate värbamist kui ka juba alkoholi tarbivate inimeste poolt manustatavate koguste suurenemist ja sagenemist” (Seletuskiri alkoholi ... 2007: 2). Käesoleva bakalaureusetöö eesmärk on empiiriliselt hinnata nende poliitikameetmete tegelikku mõju alkoholi tarbimisele Eestis. Autor testib, kas poliitikameetmed, kui eksogeensed tegurid, on põhjustanud struktuurseid muutuseid alkoholi nõudluses, ning üritab anda ka hinnangu struktuursete muutuste ulatuse kohta.

Töö empiiriline analüüs põhineb Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuringu (edaspidi TKU) perioodi 2004–2012 paaris aastate mikroandmetel. Varasemate uuringute kokkuvõttest selgus, et alkoholipiiranguid käsitlevates uuringutes põhinevad levinumad lähenemised agregeeritud andmetel. Eesti alkoholituru aegriidade puhul ei ole

võimalik eristada turistide tarbimist eestlaste tarbimisest. Naaberriikide suurust ja rangemat alkoholipoliitikat arvesse võttes on aga turistide kaasaostudel ja kohapealsel tarbimisel Eesti statistikale oluline mõju. Turistide kaasaostude kogused ei aga ole ilmselt niipalju sõltuvad Eestis rakendatud poliitikameetmetest, kuivõrd suhtelisest hinnaerinevusest võrreldes koduriikidega. Konjunktuuriinstituut küll annab hinnanguid turistide tarbimisele, kuid need on üksnes eksperthinnangud, milles esinevad vead võivad oluliselt mõjutada autori poolt läbiviidava uuringu tulemusi. Mikroandmete kasutamine võimaldab vaadelda üksnes alaliste elanike tarbimist ja selles esinevaid muutusi. Teine variant oleks olnud Eesti leibkonna eelarve uuring (LEU) andmete kasutamine. LEU andmed on küll saadavad iga aasta kohta, kuid alkoholitarbimist puudutavat kvalitatiivset informatsiooni on seal oluliselt vähem, mistõttu eelistas autor TKU andmeid.

Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuring toimub igal paaris aastal alates aastast 1990. aastast ja see kuulus kuni 2010. aastani ühisuuringusse Finbalt. TKU tegemiseks tellitakse igal paaris aastal Eesti rahvastikuregistrist kihitatud juhuvalim 5000 isikuga vanuses 18–64 aastat. TKU küsitlus viiakse läbi igal korral ligikaudu samal ajal, algusega märtsi lõpust ning kestusega 5 nädalat. (Tekkel *et al* 2013: 3–5) Seega on uuringute andmed omavahel ka võrreldavad ja võimaldavad autoril seda uuringut läbi viia. TKU-d viiakse iga kord läbi postiküsitlusena ning küsimustikud on nii eesti, inglise kui ka vene keeles. Nagu tabelist 2 on näha, on küsimustikule vastamise määrad üle aja suhteliselt stabiilselt 62% läheduses.

Tabel 2. TKU valimimahud ja vastamismäärad perioodil 2004–2012

	2004	2006	2008	2010	2012
Vastajaid	3074	2867	3004	3024	2969
Mittevastajaid	1776	1974	1828	1829	1817
Polnud võimalik vastata	150	159	168	147	214
Potentsiaalsed vastajad	4850	4841	4832	4853	4786
Algvalim	5000	5000	5000	5000	5000
Vastamismäär (%)	63,38%	59,22%	62,17%	62,31%	62,04%

Allikas: (Eesti täiskasvanud ... 2004, 2006, 2008, 2010, 2012); autor koostatud.

TKU peamised uuritavad valdkonnad on toitumine, suitsetamine, alkoholi tarbimine, kehaline aktiivsus, liikluskäitumine, aga ka terviseseisund koos enesehinnanguga selle kohta ning arstiabi ja ravimite kasutamine. Alkoholitarbimise kohta on uuringus toodud küsitlusele eelneval nädalal tarbitud kogused järgmiste alkoholiliikide lõikes:

- kerge alkoholi segu toonikuga, siider (purki; 1 purk = 0,5 liitrit);
- lahja õlu (pudelit; 1 pudel = 0,5 liitrit);
- keskmise kangusega õlu (pudelit; 1 pudel = 0,5 liitrit);
- kange õlu (pudelit; 1 pudel = 0,5 liitrit);
- vein (klaasi; 1 klaas = 100g);
- kange alkohol (pitsi; 1 pits = 4cl = 40g).

Selle uuringu tarbeks on eeltoodud alkoholiliigid koondatud järgmisteks gruppideks: õlu, kange alkohol, vein ja muu lahja alkohol.

Lisaks alkoholitarbimisele sisaldavad küsitluse tulemused ka muud kvalitatiivset ja kvantitatiivset informatsiooni, mis võiksid kirjeldada alkoholi nõudlust. Näiteks on toodud küsitletu sugu, vanus, rahvus, haridus, kehaline aktiivsus, sissetulek, perekonnaseis, leibkonna suurus, tööhõive (sh ka töö sektor ja amet) jpm. Nõudluse kontrollimiseks hindade suhtes on kasutatud erinevate joogigruppide keskmisi hindu, mis on saadud Eesti Konjunkturiinstituudi läbiviidavast uuringust Eesti alkoholituru ja -tarbimise kohta. Uuringus kasutatud hinnad on esitatud tabelis 3.

Tabel 3. Alkoholsete jookide keskmised jaehinnad Eestis perioodil 2004–2012

	2004	2006	2008	2010	2012
Õlu (€/0,5l)	0,59	0,58	0,76	0,85	0,97
Siider (€/1,5l)	1,86	1,92	2,31	2,42	2,81
Vein (€/0,5l)	1,79	1,94	2,56	2,87	3,04
Viin (€/0,5l)	3,9	3,83	4,75	5,4	5,96

Allikas: (Alkoholi turg ... 2013: 34–35); autori koostatud.

Empiirilistest töödes sageli argumenteeritakse selle üle, milliseid hindu oleks õigem kasutada – kas minimaalseid, keskmisi või midagi muud. Ühtset vastust sellele pole. Töö autor on aga veendumusel, et keskmised hinnad võtavad kõige paremini arvesse nii

üldist dünaamikat kui ka tarbijate eelistusi. Minimaalsete hindade puhul on liialt suur kaal erinevate jookide asendatavusel, arvestamata aga kvaliteedi olulisusega tarbimisotsustes.

2.2. Uurimismetoodika

Töö teoreetilises osas käsitleti peamiselt kahte meetodilist raamistikku alkoholi nõudluse hindamiseks: tobit mudel ja kahetökkeline (*double-hurdle*) mudel. Kuigi empiirilistes uuringutes on viimasel ajal levinud pigem viimane ehk kahetökkeline mudel, on see tingitud just kasutatavate andmete iseloomust. Enamasti on üks kättesaadavaim mikroandmebaas riigi leibkonna eelarve uuring, kus puuduvad täiendavad küsimused alkoholi tarbimise kohta. Sellest tulenevalt on tingitud aga vajadus hinnata turuosalust tõenäosuslikult. Selles töös on kasutusel aga tervisekäitumise uuringu andmed, kus on palju rohkem kvalitatiivset informatsiooni tarbijate ning nende tarbimisharjumuste kohta, mis võimaldab eristada alkoholi tarbijaid mittetarbijatest. Seetõttu on eelistatum kasutada lihtsamat lähenemist tobit mudeli näol.

Selleks et tobit mudeli hinnangutel oleksid head omadused, peavad nulltarbimised olema üksnes nurgalahendid või tulenema tarbimise madalast sagedusest. Tervisekäitumise uuringus on vastanud raporteerinud oma alkohoolsete jookide sageduse järgnevalt:

- 1) (peaaegu) iga päev;
- 2) 2–3 korda nädalas;
- 3) kord nädalas;
- 4) 2–3 korda kuus;
- 5) mõned korrad ainult;
- 6) mitte kordagi.

Analüüsi kaasatakse vaatlused, kelle puhul tarbimise sagedus oli vähemalt mõned korrad aastas, st pole karsklased. Lisaks sellele eristatakse neid gruppe mudelis ka läbi fiktiivsete muutujate. Valimist eemaldatakse ka vaatlused, kellel ei olnud uuringu perioodil võimalik alkoholi tarbida – näiteks tervislikel põhjustel või raseduse tõttu.

Seejärel hindab autor alkoholi nõudluskõverad interventsioonile eelneval perioodil (*ex ante*) ehk 2008. aasta alguse andmetel ja interventsioonile järgneval perioodil (*ex post*) ehk 2010. aasta andmetel. Alkoholipoliitika mõju nõudlusele hinnatakse läbi nõudluse struktuursete muutuste esinemise. Esmalt hindab autor nõudluskõverad koos kõigi muutujate *ex post* perioodi interaktsioonidega ning seejärel võrdleb hinnatud nõudluskõveraid, kasutades selleks formaalset Chow testi.

Chow testiga tuli aastal 1960 välja majandusteadlane Gregory Chow. Chow test on statistiline test, mis võimaldab testida, kas kahe regressioonjoone parameetrid on võrdsed ehk kas regressioonjooned (näiteks erinevad populatsioonid või sama populatsioon erinevatel ajaperioodidel) erinevad üksteisest oluliselt või mitte. Võimaldades näiteks testida prognoosivõrrandite struktuurset stabiilsust ajas. Struktuurset muutusi võivad põhjustada lisaks ajale ka välised tegurid, näiteks poliitilised interventsioonid, nagu alkoholimüügi piirangud. Chow test on tegelikult osalise F-testi lihtsustus ning kuna kaasaegsetes statistikapakettides on lihtsam osalise F-testi kasutamine, siis edaspidi viitab autor üksnes osalisele F-testile.

Olgu kaks gruppi, mis võivad erineda üksteisest näiteks mingi kvalitatiivse tunnuse poolest, aja poolest või on lihtsalt erinevad üldkogumi valimid:

$$\begin{aligned} Y_1 &= \alpha + \beta_1 X_1 + u_i \\ Y_2 &= \gamma + \delta_1 X_1 + v_i \end{aligned} \tag{17}$$

Meid huvitab, kas mõlemad valimid alluvad samale seaduspärale ehk hüpoteetilisele mudelile. Teisisõnu huvitab meid, kas regressioonjoone parameetrid on mõlema valimi puhul võrdsed. Selles töös pakub meile huvi, kas parameetrid on üle aja stabiilsed või mitte ehk kas on esinenud struktuursete muutuseid.

Olgu muutujad D_1 ja D_2 fiktiivsed muutujad, mille alusel gruppe eristame. Esitades seoses 16 toodud mudelid ühtse kitsendamata mudelina, saame:

$$Y = D_1 \alpha + D_2 \gamma + \beta_1 X_1 D_1 + \delta_1 X_1 D_2 + D_1 u_i + D_2 v_i \tag{18}$$

Sisuliselt pakub meile huvi, kas parameetrid erinevad oluliselt üksteisest ehk kas parameetrite vahe on statistiliselt oluliselt erinev nullist. Selleks peaks paariviisiliselt

võrdlema kõiki parameetreid. Tehes aga algebraalse lihtsustuse, avaldub seoses 18 toodud mudel järgmiselt (Gould 2002):

$$Y = \alpha + D_2(\gamma - a) + \beta_1 X_1 + (\delta_1 - \beta_1) D_2 X_1 + D_1 u_i + D_2 u_i \quad (19)$$

kus $(\gamma - a)$ – on vabaliikmete vahe ehk hinnatav konstant;

$(\delta_1 - \beta_1)$ – on muutuja X parameetrite vahe ehk hinnatav parameeter.

Kuna meid huvitab, kas parameetrid erinevad statistiliselt oluliselt üksteisest, on nüüd vaja meil üksnes testida, kas seoses 19 esitatud regressioonjoone parameetrid $(\gamma - a)$ ja $(\delta_1 - \beta_1)$ erinevad statistiliselt oluliselt nullist. Testitav hüpoteesipaar on seega:

$$H_0: (\gamma - a) = (\delta_1 - \beta_1) = 0 \quad (20)$$

$$H_1: (\gamma - a) \neq 0 \text{ või } (\delta_1 - \beta_1) \neq 0$$

Nullhüpotees väidab, et kahe grupi parameetrite vahe ei ole statistiliselt oluliselt erinev nullist ja seega käituvad valimid kas sarnaselt või vaadeldav struktuur on ajas stabiilne. Ehk sisuliselt väidab nullhüpotees, et kitsendamata mudel ei oma oluliselt suuremat kirjeldusvõimet kui kitsendatud mudel. Alternatiivne ehk sisukas hüpotees väidab, et vähemalt üks parameeter on statistiliselt oluliselt erinev nullist ja seega ei ole grupid sarnaselt käituvad või on esinenud struktuurne nihe ajas. Hüpoteeside testimiseks viime läbi osalise F-jaotuse testi.

Kui leidub, et on esinenud oluline muutus nõudluses, siis annab autor struktuurse muutuse ulatuse kohta hinnangu läbi *ex ante* prognoosi. Struktuurse muutuse ulatuse hinnanguks on keskmine *ex post* nõudluse juurdekasv võrreldes *ex ante* prognoosiga üle kõigi vaatluste. Kui mingi eksogeenne tegur on põhjustanud nõudluse vähenemise, on *ex ante* nõudluse prognoos (ehk varem kehtinud nõudluse struktuuri põhjal leitud nõudluse hinnang) suurem kui *ex post* nõudlus ning seega on juurdekasv negatiivne. Nõudluse suurenemise puhul on aga *ex ante* nõudlus väiksem.

2.3. Alkoholi tarbimise kirjeldav statistika

Tabelis 4 on toodud alkoholi tarbimise kirjeldav statistika erinevate joogigruppide lõikes perioodil 2004–2012 läbiviidud tervisekäitumise uuringute põhjal. Välja on toodud keskmine tarbimine (üle positiivse tarbimisega vaatluste), maksimaalne tarbimine, standardhälve, tarbijate hulk, vaatluste arv, tarbimismäär ehk positiivse tarbimisega vaatluste osakaal valimis ning asümmeetriakordaja.

Tabelist 4 selgub, et kõige enam tarbitakse õlut, seda nii alkoholi absoluutühikuteks ümber arvutades¹ kui ka tarbimismäära põhjal. Perioodil 2006 kuni 2012 on keskmine õlle tarbimine uuringute tulemuste põhjal kasvanud keskmiselt 3,2% aastas. Samas on tarbimismäär viimasel kahel uuringuaastal langenud, kuid siiski mitte väga oluliselt. Kange alkohol ja vein on tarbimismäära põhjal ligilähedaselt sama populaarsed, kuid alkoholi absoluutühikutelt tarbitakse kanget alkoholi rohkem. Kõige vähem tarbitakse alkoholi absoluutühikute kui ka tarbimismäära põhjal muud lahjat alkoholi, kuhu kuuluvad peamiselt siidrid ja *long drink*'id.

Tabel 4. Alkoholi tarbimise kirjeldav statistika erinevate alkoholiliikide lõikes, perioodi 2004–2012 TKU andmetel

Õlu (0,5l)	2004	2006	2008	2010	2012
Keskmine tarbimine	4,72	4,51	4,70	4,83	4,97
Max tarbimine	56	60	65	92	55
Standardhälve	5,730	5,591	5,613	6,467	6,341
Tarbijaid	1137	988	1064	1004	963
Kokku vaatlusi	3074	2867	3004	3024	2969
Tarbimismäär (%)	36,99	34,46	35,42	33,20	32,44
Asümmeetriakordaja	2,785	2,671	2,726	2,781	3,031
Kange alkohol (4cl)	2004	2006	2008	2010	2012
Keskmine tarbimine	6,05	5,74	5,66	6,14	5,92
Max tarbimine	40	44	40	48	45
Standardhälve	5,790	5,870	5,735	6,037	6,135
Tarbijaid	847	791	884	813	763
Kokku vaatlusi	2953	2749	2919	2962	2899
Tarbimismäär (%)	28,68	28,77	30,28	27,45	26,32

¹ Keskmisteks alkoholisisaldusteks võttis autor: õlu 5%, kange alkohol 40%, vein 12% ja muu lahja alkohol 5%.

Asümmeetriakordaja	2,076	2,472	2,580	2,318	2,381
Vein (0,1l)	2004	2006	2008	2010	2012
Keskmine tarbimine	2,41	2,59	2,75	2,67	2,57
Max tarbimine	20	21	20	28	21
Standardhälve	2,314	2,515	2,570	2,640	2,291
Tarbijaid	714	709	864	790	846
Kokku vaatlusi	2967	2759	2933	2967	2904
Tarbimismäär (%)	24,06	25,70	29,46	26,63	29,13
Asümmeetriakordaja	3,703	3,364	2,876	3,704	3,354
Muu lahja alkohol (0,5L)	2004	2006	2008	2010	2012
Keskmine tarbimine	2,10	2,16	2,25	2,40	2,25
Max tarbimine	15	14	10	18	18
Standardhälve	1,864	1,917	1,756	2,367	2,248
Tarbijaid	419	434	440	406	349
Kokku vaatlusi	2956	2760	2963	2963	2905
Tarbimismäär (%)	14,17	15,72	14,85	13,70	12,01
Asümmeetriakordaja	3,021	2,569	2,254	3,005	3,223

Allikas: (Eesti täiskasvanud ... 2004, 2006, 2008, 2010, 2012); autori koostatud.

Veini ja kange alkoholi andmetes esines üksikuid ebareaalselt kõrgeid väärtuseid. Näiteks õlle tarbimise andmetes maksimaalne kogus 92 ühikut aastal 2010 ning seda tarbija puhul, kelle tarbimise sageduseks oli mõned korrad kuus – sellise sagedusega tarbijale selgelt surmav kogus. Vältimaks sääraste erindite ebasoovitavat mõju regressioonanalüüsis, otsustas autor need andmestikust eemaldada. Samuti eemaldas autor ka üksikud kõrged vaatlused, mis olid eelnevatest (st järjestuses koguselt järgmisest väiksemast) mitme standardhälbe võrra suuremad. Selle tulemusel vähenes vaatluste arv marginaalselt (õlle tarbijate arv vähenes näiteks 2010. aastal 7 vaatluse võrra).

Nagu töö teoreetilises osas oli mainitud, on tarbimise andmed enamasti positiivselt asümmeetrilised (st parempoolse „sabaga”). Ka selles töös kasutatavas andmestikus on tarbimise kogused jaotunud tugevalt asümmeetriliselt. Asümmeetriakordajad on enamjaolt vahemikus 2 kuni 3, veini puhul mõnevõrra ka kõrgemad. Kõige asümmeetrilisemalt on jaotunud veini tarbimise kogused ning kõige vähem asümmeetriliselt on jaotunud kange alkoholi kogused. Tobit mudeli puhul on, nagu peatükis 1.3 mainitud, parameetrite hinnangud võrreldes OLS hinnangutega enam

tundlikud sümmeetrilise jaotuse eelduse suhtes. Normaalkaotuse eelduse mittetäidetuse korral tulevad tobit mudeli hinnangud mittemõjusad ja nihkega. Kuigi log-transformatsiooni rakendamisel sõltuvale muutujale vähenesid asümmeetriakordajate väärtused, esines siiski andmetes oluline asümmeetria (olenevalt aastast ja alkoholiliigist jäi see vahemikku 0,6 kuni 1,4).

Asümmeetria eemaldamiseks rakendab autor sõltuvale muutujale Box-Cox transformatsiooni. Võib eeldada, et esineb selline transformatsiooniparameetri θ väärtus, millega sõltuvat muutujat transformeerides on andmed lähendatud normaalkaotusele ja hajuvus homoskedastiivsem. Box-Cox regressiooni tobit mudeli sõltuvale muutujale rakendab autor järgmises peatükis.

2.4. Alkoholi nõudluse hindamine

Alkoholi nõudlust hindab autor erinevate alkoholi liikide (õlle, muu lahja alkoholi, veini ja kange alkoholi) kohta läbi alljärgneva mudeli (vt valem 21). Regressioonmudeli parameetrid hindab autor tobit mudeli põhjal, mis on tsenseeritud punktis, kus tarbimiskogus on 0.

Peamisteks nõudlust selgitavateks muutujateks on reaalse ostujõu muutujad sugude ja tarbimissageduste lõikes. Kuna hüpoteesides testimiseks on vaja iga aasta kohta eraldi nõudluskõver hinnata, siis on hinna- ja sissetulekuelastsuse struktuurse stabiilsuse testimiseks kasutatud selgitava muutujana reaalselt ostujõudu. Reaalne ostujõud on leitud indiviidi sissetuleku jagamisel vastava alkoholiliigi keskmise hinnaga antud aastal. Kui nõudluse elastsus reaalse ostujõu suhtes on ajas stabiilne, siis on seda ka hinnaelastsus ja sissetulekuelastsus või vähemasti nende koosmõju nõudlusele.

Töö teoreetilises osas järeldus ühe metauuringu tulemustest, et mida suurem on sõltuvus (ratsionaalsest sõltuvusteooriast tulenevalt: mida rohkem on praegune tarbimine mõjutatud mineviku tarbimise poolt), seda alaelastsem on indiviidi nõudlus hindade suhtes. Antud töös võiks see väljenduda aga läbi suurema nõudluse reaalse ostujõu elastsuse – mida suurem on sõltuvus, seda suurema osa täiendavast reaalsest ostujõust indiviid kulutab alkoholile. Sellest lähtudes on mudelisse lisatud koostoimemuutujad

reaalsest ostujõust ja tarbimise sagedusest. Tarbimise sagedused iga alkoholiliigi kohta on järgnevad:

- 1) baastase ehk tarbib vähemalt mõned korrad aastas või kuus, kuid alla mõne korra nädalas;
- 2) mõni kord nädalas, kuid mitte peaaegu) iga päev (fiktiivne muutuja $d_{moderate}$);
- 3) tugev sõltuvus ehk peaaegu igapäevane tarbija (fiktiivne muutuja d_{heavy}).

Muudeks kirjeldavateks teguriteks mudelis on rahvus, perekonnaseis, tööturustaatus, haridus, suitsetamine, töötundide arv (täpsemalt ületöötamist ehk rohkem kui 60 töötundi nädalas märkiv fiktiivne muutuja) ja igapäevaelu segava terviseprobleemi olemasolu. Hariduse kohta on mudelisse lisatud fiktiivne muutuja $d_{highered}$, mis näitab kõrghariduse olemasolu. Haridustase on erinevates sõltuvusmudelites enamasti enesekontrolli *proxy* muutujaks. Teoorias võiks eeldada, et hariduse kasvades tõuseb inimese teadvus ning seega tarbib ka vähem alkoholi. Ka suitsetamine on enesekontrolli *proxy* muutujaks, kuid selle mõju on vastassuunaline. Kui inimene suitsetab igapäevaselt (mudelis d_{smoker} väärtus 1), siis eelduste kohaselt on ta altim sõltuvust tekitavaid aineid tarbima ning seega võib eeldada, et tema tarbitav alkoholi kogus on suurem.

$$\begin{aligned} bc_CONS_i = & \alpha + \beta_1 \ln_PP_i + \beta_2 \ln_PP_MALE_i + \beta_3 \ln_PP_MODERATE_i \\ & + \beta_4 \ln_PP_HEAVY_i + \gamma Z_i + u_i \end{aligned} \quad (21)$$

kus bc_CONS – on mudeli sõltuv muutuja, milleks on alkoholiliigi (õlu, kange alkohol, vein või muu lahja alkohol) koguseline tarbimine, millele on rakendatud Box-Cox transformatsioon;

\ln_PP – alkoholiliigi reaalne ostujõud ehk indiviidi sissetuleku ja alkoholiliigi keskmise hinnataseme jagatis naturaallogaritmilisel kujul;

\ln_PP_MALE – koostoimemuutuja ostujõust \ln_PP ja fiktiivsest soomuutujast d_{male} (väärtus 1, kui on mees);

$\ln_PP_MODERATE$ – koostoimemuutuja ostujõust \ln_PP ja fiktiivsest tarbimise sageduse muutujast $d_{moderate}$ (väärtus 1, kui tarbib seda alkoholiliiki umbes korra nädalas, kuid vähem kui peaaegu igapäevaselt);

\ln_PP_HEAVY – koostoi memuutu ja ostujõust \ln_PP ja fiktiivsest tarbimise sageduse muutujast d_heavy (väärtus 1, kui tarbib seda alkoholiliiki peaaegu igapäevaselt);

Z_i – muude alkoholi nõudlust kirjeldavate muutujate vektor (rahvus, haridus, suitsetamine, tööturustaatus, ületöötamine, perekonnaseis ja terviseprobleemi esinemine);

α – vabaliige;

β_1 – reaalse ostujõu parameeter naistel;

β_2 – reaalse ostujõu parameetri erinevus meestel võrreldes naistega, kes tarbivad seda alkoholiliiki sama sagedalt;

β_3 – nõudluse reaalse ostujõu parameetri erinevus indiviididel, kes tarbivad alkoholi vähemalt korra nädalas, võrreldes baastasemega ehk tarbimisega vähemalt korra kuus;

β_4 – nõudluse reaalse ostujõu parameetri erinevus indiviididel, kes tarbivad alkoholi peaaegu iga päev, võrreldes baastasemega ehk tarbimisega vähemalt korra kuus;

γ – muude kirjeldavate tegurite parameetrite vektor;

u – vealiige;

$i = 1, 2, \dots, n$ (valimi maht).

Enne parameetrite hindamist läbi tobit mudeli tõepärafunktsiooni on, nagu eelmises peatükis mainitud, vajalik sõltuva muutuja transformatsioon, et vähendada asümmeetriat andmetes ning tagada hinnangute head omadused. Selleks rakendab autor sõltuvale muutujale Box-Cox transformatsiooni vastavalt peatükis 1.3.3 toodud valemile 14. Box-Cox transformatsiooni eelduseks on, et eksisteerib selline transformatsiooniparameetri θ väärtus, mis lähendab andmed normaaljaotusele, annab homogeense varieeruvuse ja ideaalis ka lihtsa mudeli struktuuri (Franklin: 20). Tabelis 5 on toodud Box-Cox transformatsiooni θ parameetrite hinnangud erinevate sõltuvate muutujate lõikes. Lisaks on toodud hii-ruut testide olulisuse tõenäosused erinevate lihtsamate transformatsioonide θ väärtuste kohta ($\theta = -1$ on pöördväärtus; $\theta = 0$ on log-transformatsioon; $\theta = 1$ on lineaarne kuju). Ka formaalsed testid kinnitavad eelmises alapeatükis järeldatut – logaritmiline transformatsioon ei ole

piisav asümmeetria kõrvaldamiseks. Kuna ükski lihtsam transformatsioon ei osutunud statistiliselt oluliseks, rakendab autor sõltuva muutuja transformatsioonil θ parameetrite punkthinnanguid.

Tabel 5. Box-Cox transformatsiooni parameetri θ hinnangud erinevate sõltuvate muutujate kohta

Sõltuv muutuja	θ (punkthinnang)	$\theta = -1$ ($P > \chi^2$)	$\theta = 0$ ($P > \chi^2$)	$\theta = 1$ ($P > \chi^2$)
BEER	-0,2462	0,000	0,000	0,000
STRONG	-0,0962	0,000	0,000	0,000
WINE	-0,4889	0,000	0,000	0,000
LIGHT	-0,7886	0,000	0,000	0,000

Allikas: autori koostatud.

Tobit mudeli puhul on transformatsiooni rakendamine seoses tsenseerimisega aga mõnevõrra keerukas. Kuna $0^\theta \uparrow$ (st ei ole defineeritud) ja $\frac{1^\theta - 1}{\theta} = 0$, siis on vajalik andmete tsenseerimiseks asendada puuduvad väärtused (ehk tasemeväärtuselt nullid) mingi väiksema väärtusega. Teisendamisel on autor järginud Colin Cameron *et al* (2009: 532) juhised, mis on toodud lisas 2. Teisendamise järgselt on mudeli tsenseerimispunktiks tarbimise minimaalne väärtus ehk marginaalselt väiksem väärtus nullist.

Tabelis 6 on toodud tobit mudeli põhjal leitud parameetrite hinnangud ja mudelit kirjeldavad statistikud erinevate sõltuvate muutujate ehk alkoholiliikide lõikes. Muutujate selgitused on toodud lisas 1. Mudelid on hinnatud aastate 2006, 2008 ja 2010 andmetel. Kõik mudelid tervikuna on statistiliselt olulised ($p=0,000$). Parameetrite märgid on enamjaolt ootuspärased. Mõnevõrra üllatav oli ehk harva antud alkoholiliiki (v.a. veini) tarbivate naiste nõudluse negatiivne suundumus ostujõu suurenemise suhtes. Kuid seda võiks ehk selgitada näiteks läbi selle tarbijategrupil teistsuguste väärtuste. Näiteks tulu kasvades aja kasutuse alternatiivkulu suureneb ning seeläbi on suundumus alkoholitarbimise vähenemisele. Kõik ostujõu parameetrid, väljaarvatud muu lahja alkoholi mudelis, on statistiliselt olulised vähemalt olulisuse nivool 0,01. Muu lahja alkoholi puhul on harva tarbivate naiste ja meeste ostujõu kirjeldusvõime väga väike,

sagedamate tarbijate puhul on nõudlus aga elastsem ning parameetrid ka statistiliselt olulised olulisuse nivool 0,01. Muudest kirjeldavatest teguritest osutusid kõigi alkoholiliikide lõikes statistiliselt oluliseks üksnes igapäevast suitsetamist kirjeldava fiktiivse muutuja parameetrid. Kogustelt tarbivad suitsetajad võrreldes mittersuitsetajatega keskmisest enam õlut, kanget alkoholi ja muud lahjat alkohol. Veini puhul osutus seos aga vastupidiseks. Õlle nõudluse mudelis osutusid statistiliselt olulisteks veel ka kõrghariduse (kõrgharitud tarbivad keskmiselt vähem õlut), vallalisuse (suundumus rohkem tarbida), töötuse (suundumus rohkem tarbida) ja terviseprobleemi esinemise (suundumus vähem tarbida) fiktiivsed muutujad. Kange alkoholi mudelis osutus lisaks statistiliselt oluliseks ka muulaste suundumus keskmiselt rohkem tarbida. Veini puhul osutus statistiliselt oluliseks muulaste ja kõrgharitude suundumus rohkem tarbida ning ületöötajatel ja terviseprobleemiga indiviididel suundumus vähem tarbida. Muu lahja alkoholi mudelis osutus lisaks statistiliselt oluliseks vallaliste ja tudengite suundumus rohkem tarbida ning ületöötajate suundumus vähem tarbida.

Tabel 6. Esialgsete nõudluskõverate parameetrite Box-Cox tobit hinnangud

	bc_BEER	bc_STRONG	bc_WINE	bc_LIGHT
ln_pp	-0,0665*** (0,0154)	-0,101*** (0,0306)	0,0852*** (0,0156)	-0,00159 (0,0152)
ln_pp_male	0,0908*** (0,00401)	0,176*** (0,0105)	-0,0315*** (0,00466)	-0,00991** (0,00480)
ln_pp_moderate	0,147*** (0,00414)	0,385*** (0,0175)	0,178*** (0,00665)	0,139*** (0,00666)
ln_pp_heavy	0,226*** (0,00782)	0,488*** (0,0758)	0,206*** (0,0300)	0,135*** (0,0245)
d_othersnat	-0,0252 (0,0245)	0,114** (0,0463)	0,0413* (0,0235)	-0,0404 (0,0266)
d_highered	-0,0614** (0,0306)	-0,0419 (0,0593)	0,0572** (0,0265)	-0,0331 (0,0316)
d_smoker	0,185*** (0,0235)	0,281*** (0,0463)	-0,0610** (0,0264)	0,137*** (0,0255)
d_single	0,122*** (0,0281)	-0,0846 (0,0567)	0,0254 (0,0282)	0,0789*** (0,0274)
d_student	0,0128 (0,0466)	0,0258 (0,0924)	-0,0311 (0,0452)	0,124*** (0,0392)
d_pensioneer	0,0210	-0,0630	0,0175	-0,0843

	(0,0525)	(0,100)	(0,0562)	(0,0719)
d_unemployed	0,0904* (0,0475)	0,102 (0,0960)	0,0654 (0,0548)	-0,0193 (0,0544)
d_overtime	-0,0540 (0,0334)	-0,109 (0,0671)	-0,103** (0,0326)	-0,0538* (0,0324)
d_healthproblem	-0,167*** (0,0409)	-0,00374 (0,0770)	-0,0769* (0,0429)	-0,0180 (0,0446)
_cons	0,0345 (0,0932)	-0,406*** (0,131)	-0,582*** (0,0778)	-0,379*** (0,0776)
sigma	0,673***	1,374***	0,663***	0,545***
LR chi ² (13)	2899	1053	907	546
Prob > chi ²	0,000	0,000	0,000	0,000
AIC	8399	12 414	8265	4425
N	4790	5968	5569	3911

Märkused: Standardvead on sulgudes; * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Allikas: autori koostatud.

Tobit mudeli puhul puudub McFaddeni pseudo R^2 statistikul sisuline tähendus, kuna pideva jaotuse korral võib see omandada väärtusi, mis on väiksemad nullist või suuremad ühest (Sribney 1997). Sellest tulenevalt raporteerib autor mudelite võrdlemiseks pseudo R^2 statistiku asemel LR-test (*likelihood ratio test*) ja AIC (*Akaike information criterion*) statistikuid.

Kuna mudelite kasutamise eesmärk on hüpoteeside testimine, siis on oluline, et parameetrite standardvigade hinnangud oleksid nihketa. Tarvilik tingimus selleks, et hinnangute standardvead oleksid nihketa, on multikollineaarsuse puudumine mudelis ja homoskedastiivsuse eelduse täidetud.

Tabelis 7 on toodud multikollineaarsuse testide tulemused – VIF statistikute väärtused ja sulgudes testvõrrandi kirjeldatuse tasemed. VIF statistikute väärtused on kõik väiksemad kahest ning enamjaolt ka väiksemad kui 1,5. Seega võib testide tulemustest järeldada, et multikollineaarsusega mudelites probleeme ei esine.

Tabel 7. Mudelite multikollineaarsuse testi tulemused

Muutuja	bc_BEER	bc_STRONG	bc_WINE	bc_LIGHT
ln_pp	1,25 (0,1984)	1,24 (0,1946)	1,21 (0,1727)	1,20 (0,1647)

ln_pp_male	1,37 (0,2675)	1,21 (0,1704)	1,10 (0,0922)	1,13 (0,1138)
ln_pp_moderate	1,53 (0,3476)	1,19 (0,1572)	1,03 (0,0336)	1,04 (0,0387)
ln_pp_heavy	1,40 (0,2847)	1,02 (0,0219)	1,00 (0,0025)	1,02 (0,0215)
d_othernat	1,06 (0,0585)	1,04 (0,0398)	1,05 (0,0431)	1,05 (0,0518)
d_highered	1,11 (0,0981)	1,09 (0,0847)	1,09 (0,0796)	1,10 (0,0924)
d_smoker	1,13 (0,1148)	1,11 (0,0990)	1,07 (0,0631)	1,11 (0,0965)
d_single	1,26 (0,2063)	1,24 (0,2027)	1,23 (0,1900)	1,35 (0,2567)
d_student	1,30 (0,2318)	1,56 (0,3574)	1,53 (0,3472)	1,88 (0,4676)
d_pensioneer	1,31 (0,2376)	1,40 (0,2840)	1,29 (0,2227)	1,18 (0,1539)
d_unemployed	1,31 (0,2370)	1,34 (0,2550)	1,23 (0,1863)	1,25 (0,1979)
d_overtime	1,63 (0,3875)	1,74 (0,4245)	1,61 (0,3777)	1,68 (0,4037)
d_healthproblem	1,09 (0,0787)	1,07 (0,0680)	1,05 (0,0500)	1,07 (0,0655)

Märkused: sulgudes testvõrrandi R^2 .

Allikas: autori koostatud.

Box-Cox transformatsioon aitab kompenseerida ka heteroskedastiivsuse suhtes. Näiteks samade andmete puhul esines OLS hinnangute põhjal mudelis oluline heteroskedastiivsus, kuid transformatsiooni järgselt seda enam ei esinenud. Tobit mudeli puhul, eriti transformatsiooni järgselt, on heteroskedastiivsuse testimine vaatamata arengutele statistikaprogrammides hetkel veel raskendatud ja väga ajamahukas protsess. Seetõttu ei ole selles töös tobit mudelis heteroskedastiivsust formaalselt ka testitud.

2.5. Struktuursete muutuste testimine alkoholi nõudluses

Selleks et hinnata rakendatud poliitikameetmete mõju alkoholi nõudlusele, võrdleb autor nõudluse struktuure aastatel 2008 (küsitlus viidi läbi märtsi lõpust aprilli keskpaigani, seega enne uute seaduste jõustumist) ja 2010. Ehk teisisõnu võrdleb autor poliitikameetmete rakendamisele järgnenud (*ex post*) nõudluse struktuuri enne interventsioone kehtinud (*ex ante*) nõudluse struktuuriga ja hindab, kas poliitikameetmed kui eksogeensed tegurid on viinud alkoholi nõudluse vähenemiseni. Selleks hindab autor vastavalt peatükis 2.2 esitatud valemile 19 järgmise regressioonvõrrandi parameetrid:

$$\begin{aligned}
bc_CONS_i = & \alpha + \beta_1 \ln_PP_i + \beta_2 \ln_PP_MALE_i + \beta_3 \ln_PP_MODERATE_i \\
& + \beta_4 \ln_PP_HEAVY_i + \gamma Z_i + d_2010 + \eta_1 \ln_PP_2010_i \\
& + \eta_2 \ln_PP_MALE_2010_i + \eta_3 \ln_PP_MODERATE_2010_i \\
& + \eta_4 \ln_PP_HEAVY_2010_i + d_{2008} u_i + d_{2010} v_i
\end{aligned} \tag{22}$$

kus $\eta_i = \beta_{i2010} - \beta_{i2008}$ – on reaalse ostujõu parameetri erinevus 2010. aastal võrreldes 2008. aastaga,

$\rho_i = Y_{i2010} - Y_{i2008}$ – muude nõudlust kirjeldavate muutujate parameetrite vahede (2010. aastal võrreldes 2008. aastaga) vektor.

Nõudluskõverate parameetrite tobit hinnangud ja muud mudeliga seotud statistikud on toodud tabelis 8. Tabelist osutub, et vaid üksikud *ex post* interaktsioonid on statistiliselt olulised. Õlle nõudluses osutusid üksnes suitsetajate ja kõrgharitute *ex post* interaktsioonid statistiliselt oluliseks. Reaalse ostujõu parameetrite vahede hinnangud on aga vaid marginaalselt erinevad nullist. Ülejäänud parameetrite vahede hinnangud õlle nõudlusmudelil ei osutunud statistiliselt olulisteks ja on üldjuhul suhteliselt lähedal nullile. Kange alkoholi nõudlusfunktsioonis osutusid kõik parameetrite vahede hinnangud statistiliselt ebaolulisteks. Veini nõudlusfunktsioonis osutus ületöötajate *ex post* interaktsiooni parameeter statistiliselt oluliseks. Muu lahja alkoholi nõudlusfunktsioonis osutusid statistiliselt olulisteks baasgrupi reaalse ostujõu parameetri muutuse hinnang ja kõige sagedasema tarbijategrupi ostujõu parameetri muutuse hinnang.

Tabel 8. Nõudluskõverate parameetrite Box-Cox tobit hinnangud koos *ex post* interaktsioonidega

	bc_BEER	bc_STRONG	bc_WINE	bc_LIGHT
ln_pp	-0,0712*** (0,0261)	-0,0853 (0,0522)	0,0977*** (0,0266)	-0,0314 (0,0264)
ln_pp_male	0,0865*** (0,00677)	0,195*** (0,0182)	-0,0313*** (0,00791)	-0,0144* (0,00836)
ln_pp_moderate	0,149*** (0,00703)	0,374*** (0,0304)	0,173*** (0,0114)	0,143*** (0,0114)
ln_pp_heavy	0,230*** (0,0129)	0,596*** (0,101)	0,238*** (0,0487)	0,167*** (0,0327)
d_othernat	-0,0433	0,125	0,0396	0,00628

	(0,0417)	(0,0787)	(0,0391)	(0,0444)
d_highered	-0,146*** (0,0455)	0,0248 (0,0884)	0,0631 (0,0398)	-0,0204 (0,0481)
d_smoker	0,0809** (0,0404)	0,313*** (0,0796)	-0,0703 (0,0452)	0,197*** (0,0435)
d_single	0,124** (0,0480)	-0,0853 (0,0969)	0,00632 (0,0468)	0,0608 (0,0479)
d_student	0,0378 (0,0782)	0,108 (0,153)	0,0324 (0,0739)	0,115* (0,0666)
d_pensioneer	0,102 (0,0959)	-0,261 (0,185)	0,0753 (0,100)	0,0479 (0,127)
d_unemployed	0,102 (0,102)	-0,0368 (0,211)	-0,00760 (0,124)	0,119 (0,112)
d_overtime	-0,140** (0,0582)	-0,0447 (0,116)	-0,171*** (0,0567)	-0,0773 (0,0569)
d_healthproblem	-0,213*** (0,0694)	0,00616 (0,129)	-0,125* (0,0708)	-0,0335 (0,0744)
ln_pp_2010	0,000514 (0,0372)	-0,0334 (0,0747)	-0,0310 (0,0378)	0,0714* (0,0381)
ln_pp_male_2010	0,00739 (0,00976)	-0,0207 (0,0257)	0,00814 (0,0112)	0,0124 (0,0118)
ln_pp_moderate_2010	0,00177 (0,00999)	0,0388 (0,0420)	0,00843 (0,0161)	0,00559 (0,0162)
ln_pp_heavy_2010	0,00439 (0,0194)	-0,176 (0,179)	0,0293 (0,0683)	-0,121** (0,0602)
d_othernat_2010	0,0286 (0,0601)	-0,102 (0,114)	0,0213 (0,0564)	-0,125* (0,0685)
d_highered_2010	0,113* (0,0649)	-0,0764 (0,126)	0,0436 (0,0566)	-0,0974 (0,0681)
d_smoker_2010	0,134** (0,0576)	-0,00807 (0,113)	0,0432 (0,0645)	-0,0896 (0,0635)
d_single_2010	-0,00863 (0,0681)	-0,00443 (0,137)	0,0417 (0,0681)	-0,00948 (0,0683)
d_student_2010	-0,0197 (0,113)	-0,0859 (0,222)	-0,0377 (0,107)	0,0917 (0,0973)
d_pensioneer_2010	-0,144 (0,133)	0,0818 (0,252)	-0,0843 (0,137)	-0,130 (0,179)
d_unemployed_2010	-0,0488 (0,123)	0,214 (0,251)	0,0629 (0,145)	-0,219 (0,138)
d_overtime_2010	0,135* (0,0813)	-0,0197 (0,162)	0,132* (0,0781)	0,00673 (0,0811)
d_healthproblem_2010	0,110 (0,0981)	-0,198 (0,187)	0,00117 (0,104)	-0,0268 (0,116)
d_2010	-0,158 (0,222)	0,212 (0,313)	0,0215 (0,183)	-0,274 (0,190)
_cons	0,175	-0,533**	-0,585***	-0,251*

	(0,155)	(0,219)	(0,128)	(0,129)
sigma	0.674***	1.393***	0.664***	0.550***
LR chi ² (27)	1981	774	630	415
Prob > chi ²	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
AIC	5750	8632	5791	2996
N	3248	4114	3823	2603

Märkused: Standardvead on sulgudes; * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Allikas: autori koostatud.

Struktuurse muutuse testimisel huvitab meid enam üksikute parameetrite olulisusest nende koosmõju olulisus mudeli kirjeldusvõimele. Selleks testib autor osalist F-jaotuse testi kasutades järgnevat hüpoteesipaari kõigi mudelite ehk alkoholiliikide lõikes:

$$H_0: \eta_1 = \eta_2 = \dots = \eta_i = \sum |\rho_i| = 0 \quad (23)$$

$$H_1: \exists \eta_i \neq 0 \text{ või } \exists \rho_i \neq 0$$

Nullhüpoteesi alusel on kõikide interaktsioonide parameetrid ehk erinevate perioodide parameetrite vahed võrdsed nulliga. Teisisõnu väidab nullhüpotees, et struktuurset muutust ei ole esinenud ning parameetrid (st kitsendatud ja kitsendamata mudeli kirjeldusvõime) ei erine üksteisest oluliselt. Alternatiivse ehk sisuka hüpoteesi alusel eksisteerib aga interaktsiooniparameeter, mis on erinev nullist. Seega väidab sisukas hüpotees, et mudelis on esinenud struktuurne muutus.

Osaliste F-testide tulemused erinevate mudelite lõikes on toodud tabelis 9. Lisaks on tabelis toodud hinnangud struktuurimuutuste ulatuste kohta. Need väärtused näitavad *ex post* nõudluse keskmist juurdekasvumäära *ex ante* prognoosi suhtes. Kui eksogeensed tegurid on põhjustanud nõudluse vähenemise, siis on *ex ante* prognoos suurem kui *ex post* nõudlus. Nõudluse suurenemise korral on aga *ex post* nõudlus suurem kui *ex ante* prognoos.

Testide tulemustest järeldub (võttes aluseks olulisuse nivoo 0,1), et üksnes muu lahja alkoholi mudelis on toimunud statistiliselt oluline struktuurne muutus ning struktuurse muutuse ulatuse hinnanguks on ligikaudu 3,9 protsendiline nõudluse kasv. Ehk muudel võrdsetel tingimustel (*ceteris paribus*) on selle alkoholiliigi nõudlus kasvanud

keskmiselt 3,9%. Struktuurse muutuse allikaks võib olla mistahes eksogeenne tegur. Näiteks võib selleks olla tarbijate eelistuste muutumine, seadusandluse mõjud vms. Kuna oluline struktuurne muutus on toimud ainult ühe alkoholiliigi nõudluses ning selle hinnang näitab positiivset juurdekasvu, siis pole alust arvata, et see tuleneb vaatluse all olevatest poliitika meetmetest. Muu lahja alkoholi struktuurne muutus tuleneb ilmselt asjaolust, et kasutatud mudel osutus väga nõrgaks selle alkoholiliigi nõudluse kirjeldamisel. Ostujõu parameetrid olid enamjaolt ebaolulised ning marginaalselt erinevad nullist. Seetõttu on muu lahja alkoholi nõudlus ehk rohkem juhusest ja valimi kvalitatiivsetest karakteristikutest (nende sagedustest ja jaotumistest) sõltuv kui muude alkoholiliikide nõudlused. Lisaks oli ka selle alkoholiliigi tarbijate arv kohati kaks korda väiksem muudest alkoholiliikidest, mis tähendab, et üksikute vaatluste mõju on selle alkoholiliigi puhul suurem. Kõikide teiste joogigruppide puhul tuleb aga jääda nullhüpoteesi juurde ning väita, et alkoholi nõudluses ei ole toimunud olulisi struktuurseid muutuseid (st et kitsendamata kuju ei paranda oluliselt mudeli kirjeldusvõimet võrreldes kitsendatud kujuga). Ehk teisisõnu kirjeldavad hinnad, sissetulekud ja muud kvalitatiivsed muutujad ära nõudluse koguselise muutuse.

Tabel 9. Osalise F-testi statistikud, olulisuse tõenäosused ning hinnangud struktuursete muutuste suuruste kohta

Mudel	F-statistik	P > F	Struktuurse muutuse hinnang (%)
bc_BEER	F(13, 3221) = 1,01	0,438	+2,03
bc_STRONG	F(13, 4087) = 0,45	0,953	+0,41
bc_WINE	F(13, 3796) = 0,85	0,610	-1,58
bc_LIGHT	F(13, 2576) = 1,89	0,027	+3,85

Allikas: autori koostatud.

Kuna 2008. aastal kehtisid umbes 20% kohalikest omavalitsustest erinevad alkoholimüügi piirangud, viis autor analoogse analüüsi läbi ka aastate 2006 ja 2008 võrdlemiseks. Üksnes 2007. aastal kehtisid mõnedes kohalikes omavalitsustes öise alkoholimüügi piirangud, mis olid rangemad kui uus, üleriigiliselt kehtestatud kord. Struktuursete muutuste testid osutusid aga oodatult (kuna üksikute omavalitsuste

osakaal kogu valimis on väga väike) ebaolulisteks ning struktuursete muutuste hinnangud marginaalseteks.

Uuringu raames ei suutnud autor seega leida tõendeid, et rakendatud poliitikameetmed oleksid viinud keskmise alkoholitarbimise vähenemisele. Seega võib väita, et need poliitikameetmed on vähemalt tarbimise vähendamise eesmärki silmas pidades ebaefektiivsed.

Küsimusele, miks rakendatud meetmed pole tarbimist vähendanud, on raske ühest vastust anda. Kuid nagu töö teoreetilises osas käsitleti, siis ajalise piiramise efektiivsus on eeldatavasti seda suurem, mida suurem on alkoholi hankimiskulu. Eesti jaemüüjate statistikat vaadates osutub, et alkoholi ruumiline kättesaadavus Eestis ehk müügikohtade arv *per capita* on oluliselt suurem kui meie naaberriikides. Näiteks kange alkoholi jaemüügikohti on Eestis 100 000 elaniku kohta Konjunkturiinstituudi andmetel ligikaudu 30 korda rohkem kui Soomes (Alkoholi turg ... 2013: 80). Ligi 83 protsendil vastanutest on lähim alkoholi müügikoht vähem kui kümne minuti kaugusel (Ibid.: 43).

Nagu ikka selliste uuringute puhul, ei pretendeeri see täielikule tõele. Sellest uuringust järeldub üksnes, et antud andmestiku põhjal ei suutnud autor leida tõendeid, mis kinnitaksid, et meetmed oleksid tarbimisele olulist mõju omanud. Kuid kuna kasutatavates andmetes on oma kitsaskohad, mis võivad mõnevõrra tulemust mõjutada, tuleks sama uuringut korrata ka näiteks Statistikaameti leibkonna eelarve uuringu (LEU) andmetel. Peamisteks probleemideks TKU andmetes on: uuringu andmed on üksnes paaris aastate kohta, tarbimisperioodiks on ainult üks nädal, millest tulenevalt võib juhuslikkuse mõju harvemate tarbijate puhul olla suurem, ja puuduvad andmed kulutuste kohta. LEU andmeid on iga aasta kohta, seal on tarbimisperioodiks kaks nädalat, mis on mõnevõrra parem, ja on andmed ka kulutuste kohta, mis võimaldab teistsuguseid lähenemisi hindade kaasamisel analüüsi. Samas on LEU andmete andmetes ka omad kitsaskohad, nagu kvalitatiivse informatsiooni puudumine alkoholi tarbijate kohta (kas tarbib, kui sageli tarbib jne), mis tingib vajaduse keerukamate lähenemiste järele.

Töös tehtud analüüsi saaks edasi arendada, uurides piirangute mõju ka muudele alkoholi tarbimisega seotud probleemidele, nagu vägivallale, tervisekahjudele ja illegaalsele müügile. Kui piirangutel puudub soovitud efekt, siis tuleks mõelda, kas neid on üldse mõttekas rakendada. Muude riikide põhjal tehtud uuringutes on leitud näiteks, et alkoholi kättesaadavuse piiramisel on varimajanduse kasv paratamatu kaasprodukt (vt nt Petkantchin 2013). Kui kasu puudub, siis võib siiski kahju saamata jäänud maksutulu näol eksisteerida.

KOKKUVÕTE

Alkohol on traditsioonilise (hinna suhtes langeva ja sissetuleku suhtes tõusva) nõudluskõveraga normaalhüvis. Muudest normaalhüvistest eristub alkohol aga selle sõltuvusttekitavate omaduste ja muude pikaajaliste negatiivsete mõjude poolest. Alkohoolsete jookide nõudluse analüüsis on oluliseks eelduseks selle nõrk eralduvus muudest tootegruppidest, mis loob aluse alkoholi nõudluse käsitlemise eraldiseisvana muudest hüvistest. Selle eelduse kehtimist on erinevad empiirilised uuringud ka kinnitanud.

Peamised poliitikameetmed alkoholitarbimise vähendamiseks on regulatsioon kas läbi hindade (maksustamine, minimaalse hinna kehtestamine) või kättesaadavuse (ajalised piirangud, litsentsid, vanuselised piirangud). Maksustamise muudab efektiivseks meetodiks tarbimise vähendamisel alkoholi nõudluskõvera normaalhüvisele vastavad omadused. Kuid kuna maksustamine vähendab kõigi tarbijate heaolu ei pruugi see alati olla sobiv meede liigtarbimise ning kaasnevate kahjude vähendamiseks. Alkoholimüügi ajalise piiramise teoreetiliseks tulemiks on tarbimise vähenemine läbi raskendatud kättesaadavuse. Tegelik tulem on aga ebaselge ning oleneb paljuski eelnenud olukorrast, müügiaja muutuse ulatusest, tarbijate kohanemisest uue olukorraga ning mitmetest sotsiaaldemograafilistest teguritest.

Mikroandmete kasutamisel alkoholi nõudluse analüüsil on võimalik aegriudadega võrreldes paremini arvestada indiviidide heterogeensusega ning selle mõjuga alkoholi nõudlusele. Küsitluste puhul on aga probleemiks tarbimise alaraporteerimine ja nullkoguste suur osakaal valimis. Kuivõrd käesolevas uuringus on vaatluse all üksnes alkoholi tarbimise dünaamika, siis eeldusel, et alaraporteerimine on ajas ligilähedaselt konstantne, ei tohiks see probleemiks osutada. Tarbimise nullkogustel võib olla kolm põhjust: küsimustiku periood on väiksem kui tarbimise sagedus, subjekt ei tarbi toodet

ehk karkus ja nurgalahend ehk majandusagendi optimaalne tarbimine antud kitsenduste (sissetuleku ja hindade) juures on null.

Nullvaatluste olemasolu tingib nõudluse analüüsil vajaduse spetsiifilisemate meetodiliste võtete järele. Tavalisel vähimruutude meetodil leitud hinnangutel puuduvad head omadused. Nullvaatluste kaasamisel tulevad hinnangud enamasti alati allapoole nihkega ning need ei ole efektiivsed ega mõjusad ning võivad prognoosida negatiivset tarbimist. Nullvaatluste kõrvale jätmisel väheneb oluliselt valimi maht ja hinnangud ei tule endiselt mõjusad.

Nullvaatluste kaasamiseks analüüsi tuleks kasutada tsenseeritud sõltuva muutujaga mudeleid. Levinumateks lähenemisteks alkoholi nõudlust käsitlevates töödes on tobit mudel ja kahetõkkeline (*double-hurdle*) mudel. Tobit mudel võimaldab küll nullvaatlustega arvestada, kuid selle eeldused on sageli (täiendava kvalitatiivse informatsiooni puudumusel) liialt piiravad. Tarbimisotsus ning tarbitav kogus on tobit mudelis määratud sama mehhanismi poolt ning seega on eeldatud, et kõik vaatlused valimis on alkoholi tarbijad ning nullkogus on majandusagendi optimeeriva käitumise tulemiks. *Double-hurdle* mudel on tobiti laiendus, mis lõdvendab viimase ühetasandilisusest tulenevaid kitsendusi. *Double-hurdle* mudelis on tarbimisotsus ja tarbitav kogus määratud ära erinevatel tasanditel ning võivad sõltuda erinevatest muutujatest. Latentne muutuja on seejuures vaadeldav üksnes juhul kui subjekt on potentsiaalne tarbija (ehk on ületanud esimese tõkke) ning tarbitav kogus on positiivne.

Nii tobit kui ka kahetõkkeline mudel on tundlikud normaaljaotuse eelduse suhtes, mis pole praktikas enamasti tarbimisandmetes puhul täidetud. Alkoholikogused on tavaliselt positiivselt asümmeetrilised, mis on tingitud selle vasakpoolsest tsenseeritusest nullpunktis. Probleemi lahenduseks on Box-Cox transformatsioon, mille eelduste kohaselt leidub selline transformatsiooniparameeter, millega sõltuvat muutujat transformeerides on andmed lähendatud normaaljaotusele ning hajuvus on homoskedastiline.

Bakalaureusetöö eesmärgiks on empiirilisel hinnata 2008. aastal rakendatud poliitikameetmete – üle-riigilise õise alkoholimüügi piirangu ja täiendatud reklaamiseaduse – efektiivsust alkoholitarbimise vähendamisel Eestis. Empiirilises

analüüsis kasutas autor Tervise Arengu Instituudi poolt paaris aastatel läbiviidava Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuringu (TKU) mikroandmeid.

Poliitikameetmete efektiivsust hindas autor läbi alkoholi nõudluse ja selles esinevate struktuursete muutuste. Esmalt konstrueeris autor nõudlusfunktsioonid erinevate alkoholiliikide kohta: õlu, kange alkohol, vein ja muu lahja alkohol. Selgitavate muutujate valikul lähtus autor üldistest nõudluse seaduspäradest ning teoreetilistest sõltuvusmudelitest. Kuna eesmärgiks oli nõudluse struktuuride võrdlemine eri perioodidel, kasutas autor tavapärase sissetuleku ja hinna muutujate asemel ühtset ostujõu muutujat. Ostujõu leidmiseks jagas autor küsitletute sissetuleku antud aasta keskmise joogigrupi hinnaga. Töös kasutatav hinnastatistika pärineb Eesti Konjunktuuriinstituudi väljaandest „Alkoholi turg, tarbimine ja kahjud Eestis – Aastaraamat 2013”. Tulenevalt ratsionaalsest sõltuvusteooriast on mudelisse kaasatud ka ostujõu ja tarbimissageduse interaktsioonid. Lisaks sisaldab mudel ka fiktiivseid muutujaid hariduse, perekonnaseisu, tööturuseisundi, suitsetamisharjumuste, ületootamise ja tervisliku seisundi kohta.

Töö teoreetilises osas käsitletud asümmeetria probleem alkoholi tarbimiseandmetes esines ka TKU andmetes. Asümmeetriast tulenevate probleemide kõrvaldamiseks rakendas autor sõltuvale muutujale Box-Cox transformatsiooni ning leidis seejärel tobit mudeli alusel parameetrite hinnangud. Veendumaks, et hinnangute standardvead on nihketa viis autor läbi ka mudeli diagnostika.

Mudeli struktuursete muutuste testimiseks hindas autor nõudluskõvera aastatel 2008 ja 2010, seejuures lisades mudelisse kõikide muutujate interaktsioonid, mis on hinnangud kahe perioodi parameetrite hinnangute vahedele. Seejärel testis autor *ex post* nõudluse parameetrite interaktsioonide koosmõju kasutades osalist F-jaotuse test. Hüpoteeside testimisel selgus, et statistiliselt oluline struktuurne muutus esines üksnes muu lahja alkoholi nõudluses. Kuna tegu oli ainukese struktuurse nihkega ning kuna see näitas keskmist suundumust muudel võrdsetel tingimustel (*ceteris paribus*) rohkem tarbida, ei ole realistlik väita, et tegu võiks olla poliitikameetmetest tuleneva tagajärjega. Muude alkoholiliikide lõikes statistiliselt olulisi muutusi ei täheldatud. Lisaks hindas autor ka struktuursete muutuste ulatust läbi *ex post* tarbimise juurdekasvumäära võrreldes *ex ante* nõudluse simulatsiooniga. Muu lahja alkoholi puhul oli struktuurse muutuse

ulatuse hinnanguks ligikaudu 3,9 protsenti. Muude joogigruppide struktuursete muutuste hinnangud olid aga suhteliselt marginaalsed.

Kokkuvõttes ei suutnud autor TKU andmetel leida tõendeid, et rakendatud poliitikameetmed kui eksogeensed tegurid oleksid oluliselt mõjutanud alkoholi koguselist nõudlust. Seega järeltas autor, et 2008. aastal rakendatud poliitikameetmed ei ole olnud tarbimise vähendamise eesmärki silmas pidades efektiivsed. Samas leiab autor, et uuringu järelduste usaldusväärsuse tõstmiseks tasuks samalaadset analüüsi korrata ka Statistikaameti leibkonna eelarve uuringu andmetel.

Töös tehtud analüüsi saaks edasi arendada, uurides lisaks ka poliitikameetmete muid efekte, nagu näiteks öise müügipiirangu mõju illegaalsele müügile või alkoholi tarbimisega seonduvatele häirekeskuste väljakutsetele. Alkoholipoliitika peaks töö autori arvates ajalise piiramise asemel aga suuremat tähelepanu pöörama ruumilisele kättesaadavusele ehk litsentseeritud müügikohtade arvule *per capita*, mis on Eestis naaberriikidega võrreldes oluliselt suurem.

VIIDATUD ALLIKAD

1. Alcohol: No Ordinary Commodity – a summary of the second edition. Alcohol and Public Policy Group, 2010, pp. 769–779.
2. Alkoholi turg, tarbimine ja kahjud Eestis – Aastaraamat 2013. Eesti Konjunkturiinstituut, 2013, 87 lk.
3. Alkoholipoliitika Roheline Raamat 2012. Sotsiaalministeerium. [http://www.sm.ee/fileadmin/meedia/Dokumendid/Tervisevaldkond/Tervisepoliitika/Alkoholipoliitika/Failid/Alkoholi_roheline_raamat.pdf]. 3.11.2103.
4. **Amemiya, T.** Regression Analysis When Dependent Variable is Truncated Normal. – *Econometrica*, 1973, Vol. 41, No.6, pp. 997–1016.
5. **Amemiya, T.** Tobit Models: A Survey. – *Journal of Econometrics*, 1984, Vol. 84, pp. 3–61.
6. **Angulo, A-M., Gil, J-M., Gracia, A.** The Demand for Alcoholic Beverages in Spain. *Agricultural Economics*, 2001, Vol. 26, pp. 71–83.
7. **Arabmazard, A., Schmidt, P.** An investigation of the robustness of the Tobit estimator to non-normality. – *Econometrica*, 1982, Vol. 50, pp. 1055–1063.
8. **Becker, G. S., Murphy, K. M.** Theory of Rational Addiction. – *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 4, pp. 675–700.
9. **Belanciuc, A.** Estimation of Individual Demand for Alcohol: Evidence from Ukraine. National University of Kyiv-Mohyla Academy, 2006, 73 p.
10. **Bielinska-Kwapisz, A., Young, D. J.** Alcohol Consumption, Beverage Prices and Measurement Error. Montana State University, 2001, p. 22.

11. **Bose, J. D., Holder, H. D.** Liquor-by-the-drink and alcohol related traffic crashes: A natural experiment using time-series analysis. – *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 1987, Vol. 48, No. 1, pp. 52–60.
12. **Bruce, D.** Changes in Scottish Drinking Habits and Behaviour Following the Extension of Permitted Evening Opening Hours. – *Health Bulletin*, 1980, Vol. 38, No. 3, pp. 133–137.
13. **Cameron, L., Williams, J.** Cannabis, Alcohol and Cigarettes: Substitutes or Complements? – *The Economic Record*, 2001, Vol. 77, No. 236, pp. 19–34.
14. **Clements, K. W., Yang, W., Zheng, S. W.** Is utility additive? The case of alcohol. – *Applied Economics*, 1997, Vol. 20, pp. 1163–1167.
15. **Colin Cameron, A., Trivedi P. K.** *Microeconometrics Using Stata*. StataCorp LP, 2009, 692 p.
16. **Collis, J., Grayson, A., Johal, S.** *Econometric Analysis of Alcohol Consumption in the UK*. – HMRC Working Paper, 2010, No. 10, 70 p.
17. **Cook, P. J., Moore, M. J.** *Alcohol*. Duke University, 2008, 75 p.
18. **Cragg, J.** Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. – *Econometrica*, 1971, Vol. 39, pp. 829–844.
19. **Deaton, A., Irish, M.** Statistical Models for Zero Expenditures in Household Budgets. – *Journal of Public Economics*, 1984, Vol. 23, pp. 59–80.
20. **Decker, S., Schwartz, A. E.** Cigarettes and Alcohol: Substitutes or Complements? – NBER Working Paper Series, 2000, No. 7535, 30 p.
21. Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuring, 2004. Tervise Arengu Instituut, 2005, 105 lk.
22. **Fogarty, J.** The Demand for Beer, Wine and Spirits: Insights from a Meta Analysis Approach. – AAWE Working Paper, 2008, No. 31, 61 p.

23. **Fogarty, J.** The Own-price Elasticity of Alcohol: A Meta-Analysis. Australia, 2004, 39 p.
24. **Franklin, M.** Model diagnostics in STATA 8. [<http://www.eui.eu/Personal/Franklin/Tutorial%20session5.pdf>]. 02.04.2014
25. Global Status Report: Alcohol Policy. Geneva: World Health Organization, 2004, 209 p.
26. **Goddard, E.** Drinking and Attitudes to Licensing in Scotland. London: Office of Population Census and Surveys, 1986, 72 p.
27. **Goddard, E.** Smoking and Drinking Among Adults, 2006. Newport Office for National Statistics, 2008, 83 p.
28. **Godfrey, C., Maynard, A.** The Economic Evaluation of Alcohol Policies. Oxford University Press, 1995, pp. 238–260.
29. **Gould, W.** Can you explain Chow tests? StataCorp, 2002. [<http://www.stata.com/support/faqs/statistics/chow-tests/>]. 29.03.2014
30. **Greene, W. H.** Econometric Analysis (7th edition). Prentice Hall, 2011, 1232 p.
31. **Grube, J. W.** Television alcohol portrayals, alcohol advertising, and alcohol expectancies among children and adolescents. – The effects of Mass Media on Youth Abuse of Alcohol, 1995, Vol. 1, No. 1, pp. 105–121.
32. **Hahn, R., Kuzara, J., Elder, R., Brewer, R., Chattopadhyay, S., Fielding, J., Naimi, T., Toomey, T., Cook Middleton, J., Lawrence, B.** Effectiveness of Policies Restricting Hours of Alcohol Sales in Preventing Excessive Alcohol Consumption and Related Harms. – American Journal of Preventive Medicine, 2010, Vol. 39, No. 6, pp. 590–604.
33. **Hoadley, J. F., Fuchs, B. C., Holder, H. D.** The effect of alcohol beverage restrictions on consumption: A 25-year longitudinal analysis. – American Journal of Drug and Alcohol Abuse, 1984, Vol. 10, No. 3, pp. 375–401.

34. **Hough, M., Hunter, G., Jacobson, J., Cossalter, S.** The impact of the Licensing Act 2003 on levels of crim and disorder: an evaluation. London: Home Office, 2008, 21 p.
35. **Knight, I., Wilson, P.** Scottish licensing laws: a survey. Scotland: Office of Population Censuses and Surveys, 1980, 95 p.
36. **Langer, R. D., Criqui, M. H., Reed, D. M.** Lipoproteins and blood pressure as biological pathways for effect of moderate alcohol consumption on coronary heart disease. – *Circulation*, 1992, Vol. 85, pp. 910–915.
37. **Lipsey, M. W., Wilson, D. B., Choen, M. A., Derzon, J.H.** Is there a causal relationship between alcohol use and violence? – *Recent developments in alcoholism*, 1997, Vol. 13, pp. 245–282.
38. **Meikeljohn, J., Connor, J., Kypri, K.** The Effect of Low Survey Response Rates on Estimates of Alcohol Consumption in a General Population Survey. – *PLoS One*, 2012, Vol. 7, No. 4, 6 p.
39. **Midanik, L., Clark, W. B.** Alcohol use and alcohol problems among U.S. adults. Results of the 1979 national survey. – *Alcohol and Health Monograph*, 1982, No. 1, pp. 3–52.
40. **Norström, T., Skog, O. J.** Saturday opening of alcohol retail shops in Sweden: an impact analysis. – *Addiction*, 2005, Vol. 100, No. 6, pp. 767–776.
41. **Petkantchin, V.** The tax and regulatory causes of the underground economy. – *IEM's Economic Note*, 2013, 4 p.
42. **Rahu, M., Tekkel, M., Veideman, T.** Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuring, 2008. Tervise Arengu Instituut, 2009, 130 lk.
43. **Rahu, M., Tekkel, M., Veideman, T.** Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuring, 2006. Tervise Arengu Instituut, 2007, 130 lk.

44. Seletuskiri alkoholi-, tubaka- ja kütuseaktsiisi seaduse, alkoholiseaduse ja reklaamiseaduse muutmise seaduse juurde. 2007, 7 lk.
[http://www.riigikogu.ee/?op=emsplain&page=pub_file&file_id=2d599305-54b9-d2a7-8b87-279acc8a1a3e&]. 02.05.2014
45. **Sigelman, L., Zeng, L.** Analyzing censored and sample-selected data with Tobit and Heckit models. – Political Analysis, 1999, Vol. 8, pp. 167–182.
46. **Sørensen, J. R-V.** Econometric Models of Alcohol Demand in Danish Households. University of Copenhagen, 2011, 18 p.
47. **Sribney, W.** Why is the pseudo- R^2 for tobit negative or greater than one? [<http://www.stata.com/support/faqs/statistics/pseudo-r2/>]. 02.04.2014
48. **Stehr, M.** The effect of Sunday sales bans and excise taxes on drinking and cross-border shipping for alcoholic beverages. – National Tax Journal, 2007, Vol. 60, No. 1, pp. 85–105.
49. **Stockwell, T., Donath, S., Cooper-Stanbury, M., Chikritzhs, T., Catalano, P., Mateo, C.** Under-reporting of Alcohol Consumption in Household Surveys: A Comparison of Quantity–Frequency, Graduated–Frequency and Recent Recall. – Addiction, 2004, Vol. 99, pp. 1024–1033.
50. **Tauchmann, H., Göhlmann, S., Requate, T., Schmidt, C-M.** Tobacco and Alcohol: Complements or Substitutes? A Structural Model Approach. – IZA Discussion Paper Series, 2008, No. 3412, 36 p.
51. **Tekkel, M., Veideman, T.** Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuring, 2010. Tervise Arengu Instituut, 2011, 122 lk.
52. **Tekkel, M., Veideman, T.** Eesti täiskasvanud rahvastiku tervisekäitumise uuring, 2012. Tervise Arengu Instituut, 2013, 147 lk.
53. **Tobin, J.** Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. – Econometrica, 1958, Vol. 26, No. 1, pp. 24–36.

54. **Wagenaar, A. C., Salois, M. J., Komro, K. A.** Effects of beverage alcohol price and tax levels on drinking: a meta-analysis of 1003 estimates from 112 studies. – *Addiction*, 2009, Vol. 104, No. 2, pp. 179–190.
55. Who are the Abstainers? – *ICAP Reports*, 2000, Vol. 9, 12 p.
56. **Williams, G.** Alcohol/Health Practices Supplement: Preliminary Findings. – DHHS Publication, 1985, No. 86, pp. 482–485.
57. **Williams, R. A.** Changes in trading hours: ten o'clock closing and consumption of alcohol in Victoria. – *Econ Record*, 1972, Vol: 48, pp. 123–127.
58. **Williams, R. A.** Changes in Trading Hours: Ten O'Clock Closing and Consumption of Alcohol in Victoria. – *Economic Record*, 1972, Vol. 48, No. 1, pp. 123–127.
59. **Vingilis, E., McLeod, A. I., Seeley, J., Mann, R. E., Beirness, D., Compton, C. P.** Road safety impact of extended drinking hours in Ontario. – *Accidental Analysis & Prevention*, 2005, Vol. 37, No. 3, pp. 549–556.
60. **Wooldridge, J.** *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, 2002, 752 p.
61. Välisreiside statistika. Eesti Pank.
[http://statistika.eestipank.ee/?lng=et#treeMenu/MAKSEBIL_JA_INVPOS/1410].
3.11.2013.
62. Välisturistide alkoholi ostumaht 2012. aastal. TNS Emor, 2013, 45 lk.
63. **Yen, S. T.** Working wives and food away from home: the Box-Cox double-hurdle model. – *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 75, pp. 884–895.
64. **Yen, S. T., Jones, A. M.** A Box-Cox double-hurdle model. – *The Manchester School*, Vol. 68, pp. 2013–221.
65. **Yen, S., Jensen, H.** Determinants of Household Expenditures on Alcohol. – *Journal of Consumer Affairs*, 1996, Vol. 30, No. 1, pp. 48–56.

66. **Pengfei, L.** Box-Cox Transformations: An Overview. University of Connecticut, 2005. [<http://faculty.mu.edu.sa/public/uploads/1338395987.4587geos-6.pdf>].
04.05.2014

LISAD

Lisa 1. Mudelites kasutatavad muutujad ja nende selgitused

BEER	Õlle koguseline tarbimine (0,5l pudelit)
p_BEER	0,5l pudeli õlle keskmine hind vastaval aastal (EUR)
STRONG	Kange alkoholi koguseline tarbimine (4cl)
p_STRONG	Kange alkoholi hind (EUR)
WINE	Veini koguseline tarbimine (0,1l)
p_WINE	0,7l pudeli veini hind vastaval aastal (EUR)
LIGHT	Muu lahja alkoholi koguseline tarbimine (0,5l pudelit)
p_LIGHT	0,5L pudeli lahja alkoholi (siidrid, longerod) hind vastaval aastal (EUR)
bc_*	Box-Cox transformatsiooniga muutuja: $y^T = \frac{y^\theta - 1}{\theta}$ Pöördtransformatsioon algseks väärtuseks: $y = (y^T \theta + 1)^{\frac{1}{\theta}}$
INCOME	Küsitletu sissetulek kuus (EUR)
PP= $\frac{INCOME}{p_BEER STRONG WINE LIGHT}$	Alkoholiliigi reaalne ostujõud ehk sissetulek jagatud alkoholiliigi keskmise hinnaga
d_moderate	Fiktiivne muutuja küsitletu alkoholiliigi tarbimissageduse kohta (1 = vähemalt korra nädalas)
d_heavy	Fiktiivne muutuja küsitletu alkoholiliigi tarbimissageduse kohta (1 = peaaegu iga päev)
d_male	Fiktiivne muutuja küsitletu soo kohta (1 = mees)
d_others	Fiktiivne muutuja küsitletu rahvuse kohta (1 = mitte-eestlane)
d_highered	Fiktiivne muutuja küsitletu haridustaseme kohta (1 = kõrgharitud)

Lisa 1 järg

d_smoker	Fiktiivne muutuja küsitletu suitsetamisharjumuste kohta (1 = aktiivne suitsetaja)
d_single	Fiktiivne muutuja küsitletu perekonnaseisu kohta (1 = vallaline)
d_student	Fiktiivne muutuja küsitletu tööturustaatuse kohta (1 = õpilane)
d_pensioneer	Fiktiivne muutuja küsitletu tööturustaatuse kohta (1 = pensionär)
d_unemployed	Fiktiivne muutuja küsitletu tööturustaatuse kohta (1 = töötu)
d_overtime	Fiktiivne muutuja kirjeldamaks töönarkomaane (1 = töötaja, kelle nädalane töötundide arv on suurem kui 60)
d_healthproblem	Fiktiivne muutuja kirjeldamaks küsitletuid, kellel esines terviseprobleem, mis segas nende igapäevaelu (1 = terviseprobleem esines)
*_2010	Interaktsioonid antud muutuja ja fiktiivse muutuja d_2010 vahel

Allikas: autori koostatud.

Lisa 2. Tsenseerimispunkti määramine transformeeritud andmeteale Statas

```
generate  $y = consumption$ ;  
  
generate  $dy = y > 0$ ;  
  
* Transform the variable, gen as ty  
  
quietly summarize  $ty$ ;  
  
scalar  $gamma = r(min)$ ;  
  
replace  $ty = gamma - 0.0000001$  if  $ty == .$ ;
```

Allikas: Colin Cameron *et al* (2009: 532)

SUMMARY

EFFECTIVENESS OF POLICIES RESTRICTING ALCOHOL SALES AND ADVERTISING IN REDUCING ALCOHOL CONSUMPTION: THE CASE OF ESTONIA

Lauri Lehtmaa

Estonia is amongst the most alcohol consuming countries in the world according to the World Health Organization (WHO). Estonians consumed approximately 10.4 litres of pure alcohol per capita in 2012 according to the Estonian Institute of Economics Research (*Alkoholi turg ... 2013: 3*). According to WHO, consumption over 6 litres of pure alcohol per capita per annum already causes significant economic and health related losses (*Alkoholipoliitika ... 2012: 8*). Depending on the estimation methods used, the direct economic losses caused by alcohol consumption in Estonia add up to approximately 1.5 to 2.5% of the GDP every year (*Ibid.: 3*)

Excessive alcohol consumption is a source of negative externality – all the citizens bear the costs of excessive alcohol consumption, especially so in case of a state funded healthcare system. Because it is virtually impossible to connect any specific illness, with absolute certainty, directly to alcohol consumption, it is impossible to make the cost drivers (i.e. the excessive alcohol consumers) accountable for the costs. Therefore, the state regulation of alcohol market through different policy measures is necessary. Some examples of policy measures to regulate the alcohol market are taxation, restricting hours of alcohol sales, licensing laws and various advertisement restrictions.

In Estonia, many of the aforementioned policy measures have already been applied. Alcohol consumption is taxed through excise duties on alcohol. A statewide restriction of the hours of sale of alcohol was enacted in July 14, 2008. The new law prohibits alcohol sales from 10 PM to 10 AM. In addition, new alcohol advertisement regulations

were enacted in November 1, 2008. The new regulations set ever-stricter boundaries for the advertisement of alcoholic beverages.

To the author's knowledge, there is a significant lack of empirical analyses of the effects of the latter two measures on alcohol consumption and related issues in Estonia. Some informal assessments have been given through media, but those have mostly been either based on a single store, a single producer or aggregated data. For the first two, the sample is definitely not representative of the population, let alone the lack of any real analysis behind the judgement. As to using aggregated data, it might not lead to the right conclusions, because of the proximity of Finland to Estonia, where alcohol taxes are significantly higher. For example, in 2012 excise duties on beer in Finland were almost 5.3 times higher than in Estonia. For this reason, it might be sensible for some Finnish citizens to buy alcohol in larger quantities from Estonia. In 2012, around 5.3 million foreigners crossed the Estonian border, and about 41% of those were of Finnish nationality. That is almost 4 times more than the amount of residents in Estonia. For the aforementioned reasons, the aggregated data on alcohol consumption in Estonia does not give a clear picture of the actual amount of alcohol consumed by the Estonian residents. Although the Estonian Institute of Economic Research gives estimates for the alcohol consumption and purchases by tourists, it is merely an educated guess, the accuracy of which is next to impossible to assess. Inaccuracies in those assessments could lead to wrong conclusions. In addition to that, it is impossible to apply various statistical and econometrical methods on the aggregated time-series due the small size of the sample (in technical terms: small number of degrees of freedom).

Due to the aforementioned problems related to using aggregated data, the empirical analysis in this bachelor thesis is carried out using micro-level data. More precisely, the survey data from the National Institute for Health Development's study "Health Behaviour among Estonian Adult Population" is used. The usage of micro-level data gives the possibility to only include the consumption patterns and dynamics of the Estonian residents, and it provides a broader spectrum of variables to control the demand model for.

The purpose of this bachelor's thesis is to analyse the effectiveness of policies restricting alcohol sales and advertising in reducing alcohol consumption in Estonia. In

other words, the author is trying to test, whether the enactment of new policies has caused structural breaks in alcohol demand, and estimate the extents of the structural breaks if there are any. To achieve that, the author has formulated the following sub-objectives for the thesis:

1. to create a theoretical framework for the empirical analysis of alcohol demand and alcohol policies;
2. to provide an overview of the main methods for empirical estimation of alcohol demand;
3. to provide an overview of the results of past research on similar topics;
4. to provide an overview of the data and methods used in the empirical analysis;
5. to estimate alcohol demand functions for different groups of alcoholic beverages;
6. to test for the existence of structural breaks, and estimate the extents of the structural breaks in the demand for alcoholic beverages after the enactment of new policies in 2008.

Based on the results of previous studies, we can say that alcohol is a normal good. It has a downward-sloping demand curve in relation to price and an upwards-sloping demand curve in relation to income. However, alcohol differs from other normal goods due to its addictive characteristics and adverse effects on health. Because alcohol does not have any direct substitutes, its demand is more inelastic. In addition, different addiction theories, such as rational addiction theory by Gary Becker and Kevin Murphy (1988: 675–676; 694–695), and different empirical studies have shown that demand becomes even more inelastic with the increase of addiction.

Policy measures affect alcohol demand mainly through prices (taxation, minimal prices etc.) and availability (sales restrictions, licensing, age restrictions etc.). There is lack of uncertainty when it comes to empirical findings related to alcohol advertising restrictions and its effect on consumption. Based on theories and empirical findings, the restriction of hours of alcohol sales can increase the alcohol consumption, decrease it or leave it unaffected. The results depend largely on the pre-existing conditions and the change of trading hours relative to the prior regulations.

Although the usage of micro-level data alleviates the aforementioned concerns regarding tourist purchases and consumption, it introduces a set of new problems. The main problems are related to under-reporting and large proportion of observations with zero consumption in the sample. People tend to underreport their alcohol consumption in surveys. There can be many reasons behind it: people may be unwilling to admit that they have an addiction, or they just do not remember. Whatever the reason, the absolute consumption numbers in survey results tend to be smaller than actual consumption. Underreporting should not be an issue in this analysis due to the fact that only the dynamics matter and not the absolute figures. In case of underreporting, we can assume it to be approximately constant over a short period of time.

Survey results often contain a large number of observations with zero consumption recorded. There can be many reasons behind a zero consumption: 1) infrequency of consumption (short period of time covered in the study); 2) a corner-solution under set conditions; 3) abstinence. This necessitates a different approach in the regression analysis. Ordinary least squares estimates are heavily biased and inconsistent, regardless of whether we include the zero observations or not (see Wooldridge 2002: 524–525). Censored regression approach is necessary to deal with the zero observations. Main censored regression models used in empirical studies are tobit models and double-hurdle models. Tobit model is a corner-solution model, in which market participation and the actual consumption are defined by the same structural equation, whereas in double-hurdle model there are two underlying structural equations. Both of those models are heavily dependent on the assumption of normality. Violation of the normality assumption can yield inconsistent estimates. Alcohol consumption data tends to be positively asymmetric (i.e. right-tailed). To alleviate the problems, we can apply a Box-Cox transformation to the dependent variable to transform it to a distribution that is approximately normal.

The simpler, tobit model, is used in the empirical analysis of this paper, because the survey results contain enough qualitative information about alcohol consumption to render the need for a separate market participation estimation obsolete. In the empirical chapter of the thesis, the author compares the alcohol demand structures of different groups of alcoholic beverages between the years 2010 (*ex post* in regards to the new

policy measures) and 2008 (the survey was carried out around March, so it represents the *ex ante* period in regards to the new policies). The existences of structural breaks are tested through a partial F-test, comparing the unrestricted model parameters with those of the restricted model of the two periods. The estimates to the extents of the structural breaks are given through the comparison of *ex post* outcomes with *ex ante* simulations (i.e. new structure in comparison to the old structure based on the data of the last period). In case exogenous factors (such as policy measures) have led to the decrease of alcohol consumption, the *ex ante* simulation would yield a higher consumption than the actual outcome and vice versa.

The consumption data used in the analysis was positively skewed as expected, and therefore Box-Cox transformations were applied to the dependent variables before finding the tobit estimates of the parameters. Point estimates of the theta parameters were applied in the transformation (see table 5). Because the purposes of the demand models were to compare the structures between the years, real purchasing power variables (i.e. quotient of income and average price of the alcoholic beverage group) were used to control for both the income and the prices. Other control variables in the models were: interactions between the real purchasing power and alcohol consumption frequency and gender, dummy variables for nationality, education, active smoking, employment, overworking, marital status and the existence of significant health problems.

Before testing the hypotheses, model diagnostics were carried out to make sure that the estimates of the standard errors of the parameters are unbiased. A prerequisite for that is the absence of multicollinearity and heteroskedasticity. Multicollinearity tests yielded no significant multicollinearity in the models. Formal testing of heteroskedasticity for the tobit model with a transformed dependent variable turned out to be out of reach for the author. However, the transformation should, at least somewhat, alleviate the heteroskedasticity problem in case there is one.

Hypotheses testing resulted in insufficient evidence of the existence structural breaks in the demand for beer, strong alcohol and wine. Meaning that there has been no significant change in the demand for those beverages cause by exogenous changes. As to the demand for other light alcohol, the tests led to a rejection of the null hypothesis,

and suggested that there has been a significant change in the demand structure. The estimate to the extent of the structural break suggested a 3.9% increase on average, other things equal (*ceteris paribus*). Because it was the only beverage group with a significant structural break, it is unlikely to assume that it was the result of the new policy measures. The cause of the structural break might actually lie in the low explanatory power of the real purchasing power variable in the other light alcohol model or the relatively low number of consumers in that beverage group.

The results of this analysis did not provide significant proof of the effect of the new policies on reducing alcohol consumption. Therefore, the author concluded the policy measures to be ineffective in reducing alcohol consumption. It is hard to say as to why there was no effect. One possible reason can be that the spatial availability of alcohol renders the time restrictions void. The spatial availability of alcohol in Estonia is rather high in comparison to the neighbouring countries. For example, there are approximately 30 times more outlets that sell strong alcoholic beverages in Estonia (per capita) than there are in Finland (Alkoholi turg ... 2013: 80). Around 83 per cent of the Estonians have an outlet that sells alcohol less than 10 minutes distance from their homes (Ibid.: 43).

Before dismissing these policy measures, a further body of research should be carried out on analysing the impacts of the policies on health related issues connected to alcohol consumption, violence and the underground economy. In addition, the same analysis should be carried out using household budget survey data to increase the credibility of the conclusions.

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks

Mina, LAURI LEHTMAA,
(Sünnikuupäev: 18.08.1992)

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Alkoholi reklaami- ja müügipiirangute efektiivsus alkoholi tarbimise vähendamisel Eestis”

mille juhendaja on lektor Andres Võrk,

- 1.1.reprodutseerimiseks säilitamise ja üldsusele kättesaadavaks tegemise eesmärgil, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace-is lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
 - 1.2.üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tartu Ülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace'i kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.
2. olen teadlik, et punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
 3. kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest tulenevaid õigusi.

Tartus, **22.05.2014**