

ALKOHOLIJUOMIEN KYSYNNÄN JOUSTOT SUOMESSA VUOSINA 2001-2015

Jyväskylän yliopisto
Kauppakorkeakoulu

Pro gradu -tutkielma

2016

Tekijä: Jani-Petteri Ollikainen
Oppiaine: Taloustiede
Ohjaaja: Roope Uusitalo



JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

TIIVISTELMÄ

Tekijä Jani-Petteri Ollikainen	
Työn nimi Alkoholijuomien kysynnän joustot Suomessa vuosina 2001-2015	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu -työ
Aika (pvm.) Marraskuu 2016	Sivumäärä 66
<p>Tiivistelmä - Abstract</p> <p>Tässä pro gradu -tutkielmassa estimoidaan alkoholin kysynnän hinta- ja menojoustot Suomessa vuosina 2001-2015. Alkoholin kysyntää tarkastellaan jaoteltuna sekä vähittäismyyntiin ja anniskeluun että eri juomaryhmiin. Kysynnän hinta- ja menojoustot estimoidaan Deatonin & Muellbauerin (1980a) Almost Ideal Demand System (AIDS) -mallin avulla. Tutkimuksessa huomioidaan mallin muuttujien epästationaarisuus testaamalla sekä epästationaarisuutta että yhteisintegraatiota. Testien perusteella kaikki tutkimuksen mallit voidaan todeta yhteisintegroituiksi, jolloin alkoholin kysyntää kuvataan pitkän aikavälin tasapainoyhtälöllä ja lyhyen aikavälin virhekorjausmallilla. Tutkimuksessa saadaan esimerkiksi vähittäismyyntin ja anniskelun summasta muodostetun kulutuksen mallissa mietojen alkoholijuomien pitkän aikavälin hintajoustoksi -0,40, viinin hintajoustoksi -1,06 ja väkevien alkoholijuomien hintajoustoksi -0,72. Koko vähittäismyyntin pitkän aikavälin hintajoustoksi saadaan -0,16 ja koko anniskelun hintajoustoksi -0,22. Hintajoustot ovat mietojen osalta hyvin samansuuntaisia kuin aiemmissa Suomessa tehdyissä tutkimuksissa, kun taas viinin ja väkevien osalta joustoestimaatit eroavat aiemmista tutkimuksista. Tutkimuksen joustoestimaattien perusteella arvioidaan mahdollisen anniskelun arvonlisäveron alennuksen vaikutusta alkoholin kulutukseen sekä tulevan alkoholilain kokonaisuudistuksen vaikutusta oluen ja erityisesti vahvan oluen kysyntään. Molempien vaikutus kulutukseen todetaan tutkimuksen joustoestimaattien perusteella pieneksi.</p>	
Asiasanat: alkoholi, hintajousto, menojousto, Almost Ideal Demand System, yhteisintegraatio	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopiston kirjasto	

SISÄLLYS

TIIVISTELMÄ	2
KUVIOT	4
TAULUKOT	5
1 JOHDANTO.....	7
2 KULUTTAJAN TEORIA	9
2.1 Kuluttajan valinta	9
2.1.1 Kuluttajan valinnan aksioomat.....	10
2.1.2 Hyödyn maksimointiongelma.....	11
2.1.3 Kustannusten minimointiongelma	12
2.2 Duaalisuus	12
2.3 Kysyntäfunktioiden ominaisuuksia	16
2.4 Slutskyn yhtälö.....	17
3 KYSYNTÄMALLI	19
3.1 Almost Ideal Demand System	20
3.2 Dynaaminen AIDS-malli	21
4 KYSYNTÄMALLIN ESTIMOINTI JA TULOKSET	24
4.1 Aineisto	24
4.1.1 Alkoholin hintakehitys	26
4.1.2 Kulutusosuudet	28
4.2 Tulokset.....	29
4.2.1 Yksikköjuuri- ja yhteisintegraatiotestit	31
4.2.2 AIDS-mallin parametriestimaatit	35
4.2.3 AIDS-mallin joustoestimaatit.....	44
4.3 Vertailu aiempaan tutkimukseen	50
5 JOUSTOESTIMAATTIEN SOVELLUKSET.....	56
5.1 Alkoholin verotus Suomessa.....	56
5.2 Sovelluksia joustoestimaateille	58
6 JOHTOPÄÄTÖKSET	61
LÄHTEET	64

KUVIOT

KUVIO 2.1 Kuluttajan valinnan duaalisuutta havainnollistava kaavio	15
KUVIO 4.1 Vähittäismyynnin juomaryhmittäiset reaaliset hintaindeksit	26
KUVIO 4.2: Anniskelun juomaryhmittäiset reaaliset hintaindeksit	26
KUVIO 4.3: Kokonaiskulutuksen juomaryhmittäiset reaaliset hintaindeksit	26
KUVIO 4.4: Anniskelun ja vähittäismyynnin reaaliset hintaindeksit.....	26
KUVIO 4.5: Anniskelun juomaryhmittäiset kulutusosuudet.....	28
KUVIO 4.6: Vähittäismyynnin juomaryhmittäiset kulutusosuudet	28
KUVIO 4.8: Anniskelun ja vähittäismyynnin kulutusosuudet.....	28
KUVIO 4.7: Kokonaiskulutuksen juomaryhmittäiset kulutusosuudet	28

TAULUKOT

TAULUKKO 4.1: AIDS-mallien muuttujien yksikköjuuritestit.....	32
TAULUKKO 4.2: AIDS-mallien Phillips-Ouliaris-yhteisintegraatiotestit.....	33
TAULUKKO 4.3: Muiden yhteisintegraatiotestien tulokset	35
TAULUKKO 4.4: Kokonaiskulutuksen juomaryhmittäiset parametriestimaatit	38
TAULUKKO 4.5: Vähittäismyynnin juomaryhmittäiset parametriestimaatit....	40
TAULUKKO 4.6: Vähittäismyynnin ja anniskelun parametriestimaatit.....	43
TAULUKKO 4.7: Kokonaiskulutuksen joustoestimaatit juomaryhmittäin	46
TAULUKKO 4.8: Vähittäismyynnin joustoestimaatit juomaryhmittäin.....	48
TAULUKKO 4.9: Koko vähittäismyynnin ja anniskelun joustoestimaatit.....	49
TAULUKKO 4.10: Anniskelun pitkän aikavälin joustoestimaatit	50
TAULUKKO 4.11: Koko vähittäismyynnin ja anniskelun hinta- ja menojoustop eri tutkimuksissa.....	51
TAULUKKO 4.12: Alkoholijuomien vähittäismyynnin hinta- ja menojoustop tutkimuksissa.	52
TAULUKKO 4.13: Alkoholijuomien anniskelukulutuksen hinta- ja menojoustop eri tutkimuksissa.....	53
TAULUKKO 4.14: Alkoholijuomien kokonaiskulutuksen hinta- ja menojoustop eri tutkimuksissa.....	54
TAULUKKO 4.15: Pitkän aikavälin joustot kansainvälisistä tutkimuksista.....	55
TAULUKKO 5.1: Eri alkoholijuomien verotus Suomessa vuonna 2016.....	57
TAULUKKO 5.2: Alkoholiverotuksen muutokset vuodesta 2004 lähtien	58

1 JOHDANTO

Tämän pro gradu -tutkielman tarkoituksena on estimoida alkoholin kysynnän hinta- ja menojoustopot Suomessa ja arvioida näiden perusteella mahdollisia muutoksia alkoholin verotukseen. Kysynnän hintajoustopot kertovat kuinka suuren muutoksen hinnan muutos aiheuttaa kysytyyn määrään. Vastaavasti kysynnän menojoustopot kertoo kuinka suuren muutoksen kulutusmenojen muutos aiheuttaa kysytyyn määrään. Alkoholin kulutusta tarkastellaan juomaryhmittäin erikseen anniskeluun, vähittäismyyntiin sekä näiden summaan eli kokonaiskulutukseen jaettuna. Lisäksi alkoholin kulutusta tarkastellaan koko vähittäismyyntin ja anniskelun osalta.

Alkoholin kulutusta ovat Suomessa tutkineet muun muassa Leppänen (1999), Leppänen & Österberg (2002) sekä Vihmo (2006). Suomessa tehtyjen aiempien tutkimusten tarkasteltavat ajanjaksot rajoittuvat kuitenkin viimeistään vuoteen 2004. Uusille joustopoestimaateille on tarvetta, sillä juuri vuonna 2004 tuontirajoitukset Suomen ja Viron väliseltä liikenteeltä poistuivat ja alkoholin verotusta alennettiin. Vuoden 2004 jälkeen alkoholin verotusta on muutettu vuosina 2008, 2009, 2012 ja 2014. Alkoholin kulutusta on 2000-luvulla tutkittu vähän myös kansainvälisissä tutkimuksissa. Erityisesti alkoholin kysynnän hintajoustopojen tunteminen on tärkeää epäsuoran verotuksen kannalta. Vaikka alkoholin osuus kuluttajien menoista on suhteellisen pieni, ovat alkoholista saatavat verotulot merkittävä tulolähde valtiolle. Esimerkiksi vuonna 2013 valtion alkoholista saamat verotulot arvonlisävero mukaan laskettuna olivat noin 2,3 miljardia euroa.

Tutkimuksessa käytetään Terveyden ja hyvinvoinnin laitokselta (THL) saatavaa aineistoa alkoholin juomaryhmittäisestä kulutuksesta ja hinnoista vuosilta 2001-2015. THL:n hinta- ja kulutusaineistot ovat erikseen jaettu anniskeluun ja vähittäismyyntiin. THL:n aineisto on alun perin jaettu kahdeksaan juomaryhmään, jotka tätä tutkimusta varten yhdistetään kolmeksi juomaryhmäksi: väkevät alkoholijuomat, viini ja miedot alkoholijuomat. Väkevät alkoholijuomat sisältävät viinan ja muut väkevät juomat sekä väkevän viinin, viini sisältää vain miedon viinin ja miedot alkoholijuomat sisältävät keskioluen, vahvan oluen, long drink -juomat sekä siiderin.

Tutkimuksessa käytettävät kysyntä mallit perustuvat Deatonin ja Muellbauerin (1980a) Almost Ideal Demand System (AIDS) -malliin. AIDS-mallissa selitettävänä muuttujana on hyödykkeen osuus kokonaiskulutuksen arvosta ja selittävinä muuttujina hinnat sekä kokonaiskulutus. Mallin valinnan perusteena tässä tutkimuksessa on sen yleinen käyttö kulutustutkimuksissa, estimoinnin yksinkertaisuus sekä mallin yhdenmukaisuus kuluttajan valinnan teorian kanssa.

Alkoholin kysynnän hinta- ja menojoustoja estimoitaessa on kiinnitetty erityistä huomiota muuttujien aikasarjaominaisuuksiin. Mallin muuttujista testattiin niiden stationaarisuutta ja yhteisintegraatiota. Stationaarisella muuttujalla tarkoitetaan muuttujaa, jonka keskiarvo ja varianssi ovat vakiot ja autokovarianssi riippuu vain mittausvälin pituudesta. Muuttujan epästationaarisuus voi johtua sekä deterministisestä että stokastisesta trendistä, jotka vaativat erilaiset käsittelyt stationaarisuuden saavuttamiseksi. Mallin estimoinnin kannalta on oleellista, että muuttujat ovat stationaarisia. Mikäli malli sisältää epästationaarisia muuttujia, saattaa kyseessä olla niin sanottu näennäinen regressio (engl. spurious regression). Näennäinen regressio johtaa siihen, että parametriestimaatit ovat tehottomia ja mallista saatavat t - ja R^2 -arvot ovat korkeita, vaikka todellisuudessa muuttujilla ei välttämättä ole todellista taloudellista yhteyttä. Poikkeuksena on kuitenkin tilanne, jossa epästationaariset muuttujat ovat yhteisintegroituja, eli niiden välisen regression virhetermi on stationaarinen. Epästationaarisuutta ja yhteisintegraatiota voidaan testata tilastollisesti esimerkiksi niin sanottujen yksikköjuuritestien avulla. Yhteisintegraation testaaminen on pääasiassa jätetty Suomessa aiemmin tehdyissä alkoholien kysyntää koskevissa tutkimuksissa tekemättä.

Tutkimuksen rakenne johdannon jälkeen on seuraava: ensin luvussa käsitellään 2 kuluttajan valinnan teoriaa tutkimuksen kannalta oleellisin osin, jonka jälkeen luvussa 3 esitellään Deatonin ja Muellbauerin AIDS-malli ja alustavasti tämän dynaaminen laajennus. Luvussa 4 sisältää tutkimuksen empiirisen osuuden. Luvussa esitellään ensin tutkimuksen aineisto. Tämän jälkeen tutkimuksen muuttujille tehdään yksikköjuuri- ja yhteisintegraatiotestit, jonka jälkeen estimoidaan tutkimuksen alkoholien kysyntää kuvaavat mallit ja käydään läpi mallien tuloksia. Lopuksi luvussa 4 vertaillaan tutkimuksen joustoestimaatteja aiempiin tutkimuksiin. Luvussa 5 arvioidaan luvun 4 tulosten perusteella mahdollisia alkoholia koskevia poliittisia reformeja. Tutkimuksen päättää luku 6, joka sisältää johtopäätökset.

2 KULUTTAJAN TEORIA

2.1 Kuluttajan valinta

Kuluttajan käyttäytymisen esitetään yleisesti olevan seurausta kuluttajan preferensseistä ja budjettirajoitteesta. Preferenssit kertovat, miten kuluttajat järjestävät eri hyödykekorit paremmuusjärjestykseen. Tässä tutkimuksessa käytetään preferenssien suhteen aksiomaattista lähestymistapaa, eli preferenssien oletetaan täyttävän niin sanotut kuluttajan valinnan aksiomat. Aksiomien ansiosta kuluttajan preferenssit on mahdollista kuvata hyötyfunktion avulla. Vaihtoehtona aksiomaattiselle lähestymistavalle on esimerkiksi paljastettujen preferenssien lähestymistapa, jossa kuluttajien havaitun käyttäytymisen oletetaan heijastavan heidän preferenssejään (esim. Samuelson, 1948). Tämä lähestymistapa kuitenkin ohitetaan tässä tutkimuksessa, sillä myöhemmin käytettävä kysyntämalli perustuu aksiomaattiseen lähestymistapaan. (Cowell, 2006, 71-74.)

Oletetaan, että on olemassa n hyödykettä, jotka ovat kaikki kuluttajan tiedossa. Näistä hyödykkeistä voidaan muodostaa joukko hyödykkeitä, jota kutsutaan hyödykekoriksi $\mathbf{x} := (x_1, x_2, \dots, x_n)$. Kaikkien mahdollisten hyödykekorien joukko merkitään X , joka on kaikkien ei-negatiivisten n -ulotteisten vektorien joukko. Tästä seuraa siis, että mitään hyödykettä ei voida kuluttaa negatiivista määrää ja kulutuksella ei ole muuta ylärajaa kuin budjettirajoite. (Cowell, 2006, 69-70.)

Kuluttajan oletetaan toimivan markkinoilla, jossa kaikkien n hyödykkeen hinnat $\mathbf{p} := (p_1, p_2, \dots, p_n)$ ovat kuluttajan tiedossa ja pysyvät vakiona tarkasteltavalla periodilla. Kuluttajan budjetin eli kokonaiskulutuksen oletetaan määräytyvän eksogeenisesti ja budjetti kulutetaan annetun periodin aikana. Hintojen ja kokonaiskulutuksen perusteella määräytyy yhtälössä 2.1 kuvattu kuluttajan budjettirajoite. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 4.)

$$m \geq \sum_{i=1}^n p_i x_i \quad (2.1)$$

2.1.1 Kuluttajan valinnan aksioomat

Määritellään seuraavaksi kuluttajan valinnan aksioomat. Symboli " \succsim " tarkoittaa, että hyödykekori on vähintään yhtä hyvä kuin toinen hyödykekori, eli heikosti preferoitu. Symboli " \sim " puolestaan tarkoittaa, että kuluttaja pitää hyödykekoreja yhtä hyvänä, eli on indifferentti niiden suhteen.

- **Aksiooma 1: Refleksiivisyys.** $\mathbf{x} \succsim \mathbf{x}$, kaikille $\mathbf{x} \in X$
Refleksiivisyys tarkoittaa, että jokainen hyödykekori on yhtä hyvä kuin kori itse (Deaton & Muellbauer, 1980b, 26).
- **Aksiooma 2: Täydellisyys.** $\mathbf{x}^1 \succsim \mathbf{x}^2$ tai $\mathbf{x}^2 \succsim \mathbf{x}^1$, kaikille $\mathbf{x}^1, \mathbf{x}^2 \in X$
Tämä aksiooma tarvitaan, jotta hyödykekorit ovat keskenään vertailtavissa. Huomioitavaa on, että "tai" ei sulje pois mahdollisuutta, että molemmat heikot preferoituvuudet ovat voimassa. Tällöin kuluttaja on indifferentti hyödykekoriin välillä, eli $\mathbf{x}^1 \sim \mathbf{x}^2$. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 26-27.)
- **Aksiooma 3: Transitiiivisyys.** Jos $\mathbf{x}^1 \succsim \mathbf{x}^2$ ja $\mathbf{x}^2 \succsim \mathbf{x}^3$, niin $\mathbf{x}^1 \succsim \mathbf{x}^3$, kaikille $\mathbf{x}^1, \mathbf{x}^2, \mathbf{x}^3 \in X$.
Transitiivisyys tarkoittaa, että kuluttaja tekee yhdenmukaisia päätöksiä. Deaton & Muellbauer (1980b, 27) käyttävät esimerkkinä tilannetta, jossa kuluttaja on valmis hyväksymään 10 dollaria vastineeksi appelsiinista ja on samanaikaisesti valmis hyväksymään television vastineeksi 10 dollarista. Tällöin kuluttajan pitäisi olla myös valmis hyväksymään television vastineeksi appelsiinista.
Aksioomat 1-3 määrittävät preferenssijärjestyksen. Preferenssijärjestyksen kuvaaminen hyötyfunktioilla on mahdollista vasta, kun hyödykekoreihin voidaan liittää jokin lukuarvo siten, että suuremman lukuarvon hyödykekoreja preferoidaan pienemmän lukuarvon koreihin nähden. Tätä varten tarvitaan aksiooma 4. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 27.)
- **Aksiooma 4: Jatkuvuus.** Olkoon $A(\mathbf{x}^1) = \{\mathbf{x} \mid \mathbf{x}^1 \in X; \mathbf{x} \succsim \mathbf{x}^1\}$ ja $B(\mathbf{x}^1) = \{\mathbf{x} \mid \mathbf{x}^1 \in X; \mathbf{x}^1 \succsim \mathbf{x}\}$, ja $A(\mathbf{x}^1)$ ja $B(\mathbf{x}^1)$ ovat suljettuja joukkoja.
Sanallisesti ilmaistuna joukko $A(\mathbf{x}^1)$ sisältää hyödykekorit, jotka ovat vähintään yhtä hyviä kuin \mathbf{x}^1 , ja joukko $B(\mathbf{x}^1)$ sisältää hyödykekorit, jotka ovat yhtä hyviä tai huonompia kuin \mathbf{x}^1 . Jatkuvuusaksiooma takaa, että indifferenssikäyrät ovat määriteltävissä joukkona $\{\mathbf{x} \mid \mathbf{x} \in X; \mathbf{x}^1 \sim \mathbf{x}\}$. Tämä tarkoittaa, että jokaisen hyödykekorin \mathbf{x}^1 kautta voidaan piirtää indifferenssikäyrä, joka on joukko hyödykekoreista, jotka sijaitsevat joukkojen $A(\mathbf{x}^1)$ ja $B(\mathbf{x}^1)$ yhteisellä rajalla. (Cowell, 2006, 75-76; Deaton & Muellbauer, 1980b, 27-28.)

Aksioomat 1-4 riittävät siihen, että preferenssijärjestys voidaan ilmaista jatkuvana hyötyfunktiona $U(\mathbf{x})$. Toisin sanoen $U(\mathbf{x}^1) \geq U(\mathbf{x}^2)$, jos ja vain, jos $\mathbf{x}^1 \succcurlyeq \mathbf{x}^2$.

- Aksiooma 5: Tyydyttymättömyys. Jos $\mathbf{x}^1 > \mathbf{x}^2$ (eli $x_i^1 \geq x_i^2$, kaikille i ja $x_i^1 > x_i^2$ vähintään yhdelle i), niin $U(\mathbf{x}^1) \geq U(\mathbf{x}^2)$. Tämän aksiooman vuoksi indifferenssikäyrät eivät voi olla vaakatai pystysuoria, eivätkä taaksepäin kääntyviä. Tällöin kuluttajalla ei ole "kylläisyypistettä" ja suurempi määrä hyödykettä on aina parempi. Aksiooman 5 vuoksi kuluttajan optimaalinen valinta sijaitsee nyt budjettisuoralla, eikä sen sisäpuolella. Tällöin kuluttajan valintaa voidaan tarkastella rajoitettuna hyötyfunktion maksimointiongelmalla. (Cowell, 2006, 77; Deaton & Muellbauer, 1980b, 28.)

Hyötyfunktiot ovat tässä yhteydessä ordinaalisia hyötyfunktioita, eli niiden arvolla itsellään ei ole merkitystä. Ordinaalisen hyötyfunktion tarkoitus on vain järjestää preferenssit paremmuusjärjestykseen, toisin kuin kardinaalisessa hyötyfunktiossa, jossa hyödyn oletetaan olevan mitattavissa. Ordinaaliset hyötyfunktiot eivät ole ainutlaatuisia, vaan mikä tahansa saman preferenssijärjestyksen kuvaava funktio on yhtä pätevä. Olkoon $U(\mathbf{x})$ ordinaalinen hyötyfunktio ja f mielivaltainen monotonisesti kasvava funktio, jolloin $f[U(\mathbf{x}^1)] \geq f[U(\mathbf{x}^2)]$, jos ja vain, jos $U(\mathbf{x}^1) \geq U(\mathbf{x}^2)$. Tällöin $U(\mathbf{x})$ ja $f[U(\mathbf{x})]$ kuvaavat saman preferenssijärjestyksen, ja $f[U(\mathbf{x})]$ on monotonisesti kasvava transformaatio funktiossa $U(\mathbf{x})$. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 28.)

2.1.2 Hyödyn maksimointiongelma

Kuluttajan optimaalinen valinta voidaan kuvata hyötyfunktion maksimointiongelma, jossa rajoitteena on budjettisuora:

$$\max_{\mathbf{x}} U(\mathbf{x}) \quad s. t. \quad \sum_{i=1}^n p_i x_i = m \quad (2.2)$$

Kuluttaja siis pyrkii maksimoimaan hyötynsä valitsemalla optimaaliset hyödykkeiden määrät, kun hinnat ja kokonaiskulutus ovat annettuna. Ongelmasta saadaan Lagrangen menetelmällä ratkaisuksi marshallilaiset eli kompensoimattomat kysyntäfunktiot:

$$x_i = D^i(\mathbf{p}, m) \quad (2.3)$$

Marshallilaisen kysyntäfunktion kulmakerroin kertoo substituutio- ja tulovaiikutuksen yhteisvaikutuksen (Gravelle & Rees, 2004, 56). Marshallilaisiin kysyntäfunktioihin perustuva analyysi on kuitenkin ongelmallista, sillä se vaatisi uusia oletuksia luvussa 2.1.1 esitettyjen kuluttajan valinnan aksioomien lisäksi.

Preferenssien pitäisi olettaa olevan aidosti konvekseja ja hyötyfunktion pitäisi olla kerran derivoituva ratkaisun löytymiseksi ja kahdesti derivoituva, jos halutaan tarkastella substituutio- ja tulovaikutuksia. Nämä oletukset ovat kuitenkin varsin epärealistisia, jolloin kysyntäfunktioiden tarkastelu on parempi tehdä kustannusten minimointiongelman kautta. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 31-36.)

2.1.3 Kustannusten minimointiongelma

Vaihtoehtoinen tapa hyödyn maksimointiongelmalta kuluttajan optimaalisen valinnan löytämisessä on kustannusten minimointiongelma. Kustannusten minimointiongelmassa kuluttajan hyötytaso v ja hinnat ovat annettu, ja hyötytaso pyritään saavuttamaan kustannukset minimoivilla hyödykemäärillä:

$$\min_x \sum_{i=1}^n p_i x_i \quad s. t. \quad U(\mathbf{x}) = v \quad (2.4)$$

Ongelmasta saadaan ratkaisuksi hicksiläiset eli kompensoidut kysyntäfunktiot:

$$x_i = H^i(\mathbf{p}, v) \quad (2.5)$$

Hicksiläinen kysyntäfunktio kertoo, miten kysytty määrä riippuu hinnoista, kun hyötytaso v pysyy vakiona. Hyötytason v vakiona pitämisen vuoksi hicksiläistä kysyntäfunktiota kutsutaan myös kompensoiduksi kysyntäfunktioksi. Hintamuutoksen vaikutus kuluttajan hyötyyn kompensoidaan tekemällä kokonaiskulutukseen samalla hyötytasolla pysymiseen vaadittava muutos. Toisin sanoen siis hicksiläisen kysyntäfunktion osittaisderivaatat hintojen suhteen kertovat hintamuutoksen substituutiovaikutuksen. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 37; Gravelle & Rees, 2004, 47-48.)

2.2 Duaalisuus

Hyödyn maksimointiongelma ja kustannusten minimointiongelma ovat selkeästi yhteydessä toisiinsa ja ongelmista puhutaankin kuluttajan teoriassa duaalisina. Hyödyn maksimointiongelmassa kuluttaja valitsee hyötynsä maksimoivat kulutusmäärät annetuilla kustannuksilla eli budjettirajoitteella. Tästä saadaan ratkaisuksi jokin hyötytaso v . Ongelma voidaan muotoilla nyt uudelleen siten, että etsitään pienimmät kustannukset tuottavat kulutusmäärät, jotka tuottavat hyötytason v . Koska molemmat ongelmat tuottavat ratkaisuksi saman hyödykkeen, voidaan kirjoittaa seuraava yhtäsuuruus: (Deaton & Muellbauer, 1980b, 37.)

$$x_i = D^i(\mathbf{p}, m) = H^i(\mathbf{p}, v) \quad (2.6)$$

Marshallilaiset ja hicksiläiset kysyntäfunktiot voidaan sijoittaa takaisin alkupe-
räisiin ongelmiinsa, jolloin saadaan:

$$v = U(x_1, x_2, \dots, x_n) = U[D^1(\mathbf{p}, m), D^2(\mathbf{p}, m), \dots, D^n(\mathbf{p}, m)] = V(\mathbf{p}, m) \quad (2.7)$$

$$m = \sum_{i=1}^n p_i H^i(\mathbf{p}, v) = C(\mathbf{p}, v) \quad (2.8)$$

Funktio $V(\mathbf{p}, m)$ yhtälössä 2.7 on epäsuora hyötyfunktio. Epäsuora hyötyfunktio kertoo suurimman saavutettavissa olevan hyödyn annetuilla hinnoilla \mathbf{p} ja kokonaiskulutuksella m . Epäsuora hyötyfunktio voidaan ilmaista vaihtoehtoisesti hyödyn maksimointiongelman ratkaisuna: (Deaton & Muellbauer, 1980b, 38.)

$$V(\mathbf{p}, m) = \max_{\mathbf{x}} U(\mathbf{x}) \text{ s. t. } \sum_{i=1}^n p_i x_i = m \quad (2.9)$$

Funktio $C(\mathbf{p}, v)$ yhtälössä 2.8 on kustannusfunktio. Kustannusfunktio kertoo minimikustannuksen, jolla hyötytaso v voidaan saavuttaa hinnoilla \mathbf{p} . Vastaa-
vasti kuin epäsuora hyötyfunktio ilmaistiin hyödyn maksimointiongelman rat-
kaisuna yhtälössä 2.9, kustannusfunktio voidaan ilmaista kustannusten mini-
mointiongelman ratkaisuna: (Deaton & Muellbauer, 1980b, 38.)

$$C(\mathbf{p}, v) = \min_{\mathbf{x}} \sum_{i=1}^n p_i x_i \text{ s. t. } U(\mathbf{x}) = v \quad (2.10)$$

Kuten marshallilainen ja hicksiläinen kysyntäfunktio, myös epäsuora hyöty-
funktio ja kustannusfunktio ovat yhteydessä toisiinsa. Yhtälö $C(\mathbf{p}, v) = m$ voi-
daan järjestää uudelleen siten, että v on funktio hinnoista \mathbf{p} ja kokonaiskulutuk-
sesta m , eli $V(\mathbf{p}, m) = v$. Vastaava kääntäminen voidaan myös tehdä toiseen
suuntaan. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 38.)

Tähän asti on tarkasteltu miten preferensseistä ja kysyntäfunktioista pääs-
tään epäsuoraan hyötyfunktioon ja kustannusfunktioon, mutta kysynnän em-
piirisessä analyysissä on olennaisempaa päinvastainen päättely. Seuraavaksi
onkin siis tarpeen selittää, miten epäsuorasta hyötyfunktioista ja kustannusfunk-
tioon voidaan johtaa kuluttajan kysyntäfunktiot ja preferenssit. Tätä tarkastelua
varten tarvitaan kuitenkin tiettyjä kustannusfunktion ominaisuuksia, joita lista-
taan tässä viisi kappaletta: (Deaton & Muellbauer, 1980b, 38.)

- Ominaisuus 1: Kustannusfunktio on homogeeninen astetta yksi hintojen suhteen, eli $C(\theta\mathbf{p}, v) = \theta C(\mathbf{p}, v)$, jossa $\theta > 0$.

Tämä on seurausta yhtälöstä 2.10. Jos hinnat kaksinkertaistuvat, myös kokonaiskulutuksen täytyy kaksinkertaistua, jotta pysytään samalla indifferenssikäyrällä. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 39.)

- Ominaisuus 2: Kustannusfunktio on kasvava hyötytason v suhteen, ei-laskeva hintojen \mathbf{p} suhteen ja kasvava ainakin yhden hinnan p_i suhteen.
Ominaisuus 2 seuraa kuluttajan valinnan tyydyttymättömyysaksiomasta (aksioma 5 luvussa 2.1.1). Ominaisuus 2 tarkoittaa, että hintojen ollessa vakiot, kuluttajan pitää kuluttaa enemmän saadakseen enemmän hyötyä. Hintojen kasvua pitää vastata vähintään yhtä suuri kokonaiskulutuksen kasvu, jotta kuluttaja pysyisi samalla hyötytasolla. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 39.)
- Ominaisuus 3: Kustannusfunktio on konkaavi hintojen suhteen.
Kustannusfunktion konkaavisuus tarkoittaa, että hintojen noustessa, kustannukset nousevat vähemmän kuin lineaarisesti. Tämä johtuu siitä, että kuluttaja minimoi kustannuksia, jolloin hintojen noustessa kuluttaja muuttaa kysytyjä määriään vastaamaan uusia hintoja. Funktio $f(\mathbf{z})$, jossa \mathbf{z} on mielivaltainen vektori, on konkaavi, jos $f[\theta\mathbf{z}_1 + (1 - \theta)\mathbf{z}_2] \geq \theta f\mathbf{z}_1 + (1 - \theta)f\mathbf{z}_2$, jossa $0 \leq \theta \leq 1$. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 39.)
- Ominaisuus 4: Kustannusfunktio on jatkuva hintojen \mathbf{p} suhteen, ja sen ensimmäinen ja toinen derivaatta \mathbf{p} :n suhteen ovat määriteltä kaikkialla (paitsi mahdollisesti joukossa erityisiä hintavektoreita). (Deaton & Muellbauer, 1980b, 39-40.)
- Ominaisuus 5: Kustannusfunktion osittaisderivaatat hintojen \mathbf{p} suhteen (mikäli ne ovat määriteltä) ovat hicksiläiset kysyntäfunktiot, eli:

$$\frac{\partial C(\mathbf{p}, v)}{\partial p_i} \equiv H^i(\mathbf{p}, v) = x_i \quad (2.11)$$

Ominaisuus 5 tunnetaan nimellä Shephardin lemma (Deaton & Muellbauer, 1980b, 40).

Shephardin lemman avulla voidaan johtaa kustannusfunktioista hicksiläiset kysyntäfunktiot, mutta käytännössä halutaan tarkastella myös marshallilaisia kysyntäfunktioita. Marshallilainen kysyntäfunktio voidaan johtaa hicksiläisestä kysyntäfunktioista sijoittamalla hicksiläiseen kysyntäfunktioon hyötytason v tilalle epäsuora hyötyfunktio:

$$x_i = H^i(\mathbf{p}, v) = H^i[\mathbf{p}, V(\mathbf{p}, m)] = D^i(\mathbf{p}, m) \quad (2.12)$$

Vastaavasti olisi mahdollista johtaa hicksiläinen kysyntäfunktio marshallilaisesta sijoittamalla marshallilaiseen kysyntäfunktioon kokonaiskulutuksen m tilalle kustannusfunktio. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 40-41.)

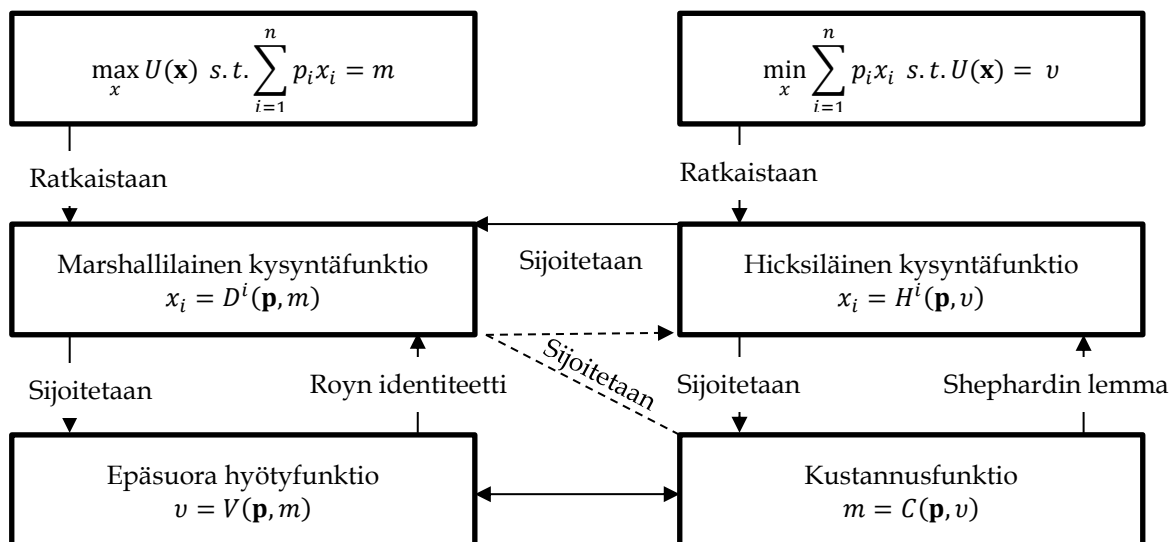
Lopuksi on hyödyllistä määritellä Royn identiteettinä tunnettu ominaisuus, jonka avulla epäsuorasta hyötyfunktioista voidaan johtaa marshallilainen kysyntäfunktio. Tämä voidaan tehdä sijoittamalla ensin epäsuoraan hyötyfunktion kokonaiskulutuksen m tilalle kustannusfunktio: (Cowell, 2006, 89; Deaton & Muellbauer, 1980b, 41.)

$$V[\mathbf{p}, C(\mathbf{p}, v)] = v \quad (2.13)$$

Derivoimalla yhtälö 2.13 hinnan p_i suhteen ja järjestämällä yhtälö uudelleen saadaan Royn identiteetti (Cowell, 2006, 89):

$$x_i = D^i(\mathbf{p}, m) = -\frac{\frac{\partial V(\mathbf{p}, m)}{\partial p_i}}{\frac{\partial V(\mathbf{p}, m)}{\partial m}} \quad (2.14)$$

Kuvio 2.1 havainnollistaa tässä luvussa käsiteltyjä eri funktioiden välisiä yhteyksiä.



KUVIO 2.1 Kuluttajan valinnan duaalisuutta havainnollistava kaavio. Lähde: Deaton & Muellbauer, 1980b, 38-41.

2.3 Kysyntäfunktioiden ominaisuuksia

Tutkimuksen empiirisessä vaiheessa käytettäviä kysyntämalleja varten on vielä määriteltävä neljä kysyntäfunktioiden ominaisuutta, sillä nämä toimivat mallin parametrien rajoitteina:

- Ominaisuus 1: Summautuvuus (adding-up). Sekä hicksiläisten että marshallilaisten kysyntäfunktioiden tulee summautua yhtä suureksi kuin kokonaiskulutus m (Deaton & Muellbauer, 1980b, 43):

$$\sum_{i=1}^n p_i H^i(\mathbf{p}, v) = \sum_{i=1}^n p_i \nu^i(\mathbf{p}, m) = m \quad (2.15)$$

- Ominaisuus 2: Homogeenisuus. Hicksiläiset kysyntäfunktiot ovat homogeenisia astetta nolla hintojen suhteen, ja marshallilaiset kysyntäfunktiot ovat homogeenisia astetta nolla sekä hintojen että kokonaiskulutuksen suhteen (Deaton & Muellbauer, 1980b, 43):

$$H^i(\theta \mathbf{p}, v) = H^i(\mathbf{p}, v) = D^i(\theta \mathbf{p}, \theta m) = D^i(\mathbf{p}, m) \quad (2.16)$$

Homogeenisuus tarkoittaa, että rahailluusiota ei esiinny, eli ainoastaan hintojen ja kokonaiskulutuksen suhteella on merkitystä, eikä sillä missä mittayksikössä nämä ilmaistaan (Deaton & Muellbauer, 1980b, 15).

- Ominaisuus 3: Symmetrisyys. Hicksiläisille kysyntäfunktioille pätee (Deaton & Muellbauer, 1980b, 43):

$$\frac{\partial H^i(\mathbf{p}, v)}{\partial p_j} = \frac{\partial H^j(\mathbf{p}, v)}{\partial p_i}, \text{ jossa } i \neq j \quad (2.17)$$

Symmetrisyys takaa, että kuluttajan valinnat ovat johdonmukaisia, eli ehto on seurausta luvun 2.1.1 kuluttajan valinnan aksiomista (Deaton & Muellbauer, 1980b, 45).

- Ominaisuus 4: Negatiivisuus. Osittaisderivaatoista $\partial H^i / \partial p_j$ muodostettu $n \times n$ -matriisi on negatiivisesti semidefiniitti, eli (Deaton & Muellbauer, 1980b, 44):

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=i}^n \xi_i \xi_j \partial H^i / \partial p_j \leq 0 \quad (2.18)$$

Epäyhtälössä 2.18 ξ on mielivaltainen n -ulotteinen vektori. Jos ξ on verrannollinen vektoriin \mathbf{p} , epäyhtälön 2.18 vasemman puolen arvoksi tulee nolla. Ominaisuus 4 on seurausta kustannusfunktion konkaavisuudesta; osittaisderivaatoista $\partial H^i/\partial p_j$ muodostettu matriisi on toisaalta matriisi konkaavin kustannusfunktion $C(\mathbf{p}, v)$ toisista derivaatoista, jolloin sen tulee määritelmällisesti olla negatiivisesti semidefiniitti. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 44.)

Olkoon $\partial H^i/\partial p_j \equiv s_{ij}$, ja olkoon soluista s_{ij} koostuva matriisi \mathbf{S} . Matriisi \mathbf{S} tunnetaan nimellä substituutiomatriisi tai Slutskyn matriisi. Ominaisuuksien 3 ja 4 perusteella Slutskyn matriisi on symmetrinen ja negatiivisesti semidefiniitti. Ominaisuus 4 asettaa Slutskyn matriisin soluille rajoitteita, joista tärkein on, että päädiagonaalin solujen tulee olla ei-positiivisia:

$$s_{ii} \leq 0, \text{ kaikille } i \quad (2.19)$$

Rajoite 2.19 on niin sanottu ”kysynnän laki”, joka tarkoittaa, että kun hyötytaso pidetään vakiona, hinnan nousu johtaa aina kysynnän pienentymiseen tai kysyntä pysyy vähintään samana. Rajoite 2.19 siis takaa, että hicksiläinen kysyntäfunktio ei voi olla kasvava oman hinnan suhteen. (Deaton & Muellbauer, 1980b, 44.)

2.4 Slutskyn yhtälö

Jotta symmetrisyyttä ja negatiivisuutta voidaan testata empiirisesti, Slutskyn matriisin \mathbf{S} täytyy olla havaittavissa. Slutskyn yhtälön solut koostuvat hicksiläisten kysyntäfunktioiden osittaisderivaatoista eli ne sisältävät havaitsemattoman hyötytason. Slutskyn yhtälö täytyy siis pystyä määrittämään havaittavissa olevien marshallilaisten kysyntäfunktioiden perusteella. Tämä voidaan tehdä osittaisderivoimalla ensin yhtälön 2.12 viimeinen yhtäsuuruus $H^i[\mathbf{p}, V(\mathbf{p}, m)] = D^i(\mathbf{p}, m)$ hinnan p_j suhteen. Käyttämällä tämän jälkeen Shephardin lemmaa (2.11) saadaan Slutskyn yhtälö: (Deaton & Muellbauer, 1980b, 45.)

$$s_{ij} = \frac{\partial H^i}{\partial p_j} = \frac{\partial D^i}{\partial m} x_j + \frac{\partial D^i}{\partial p_j} \Leftrightarrow \frac{\partial D^i}{\partial p_j} = \frac{\partial H^i}{\partial p_j} - \frac{\partial D^i}{\partial m} x_j \quad (2.20)$$

Asetetaan yllä olevassa yhtälössä $i = j$, eli tutkitaan hyödykkeen oman hinnan vaikutusta kysyntään. Tarkastelemalla ekvivalenssimerkin oikean puolista yhtälöä, nähdään, että marshallilaisen kysyntäfunktion kulmakerroin koostuu substituutiovaikutuksesta $\partial H^i/\partial p_j$ ja tulovaikutuksesta $-(\partial D^i/\partial m)x_i$. (Gravelle & Rees, 2004, 55-56.)

Slutskyn yhtälö voidaan myös ilmaista joustomuodossa. Asetetaan jälleen yhtälössä 2.20 $i = j$. Kerrotaan tämän jälkeen ekvivalenssimerkin oikean puoleinen yhtälö p_i/x_i :llä. Kerrotaan lisäksi m/m :llä tulovaikutusta kuvaava tekijä $(\partial D^i/\partial m)x_i$, jolloin saadaan joustomuotoinen Slutskyn yhtälö:

$$e_{ii}^u = e_{ii}^c - e_i w_i, \quad (2.21)$$

jossa e_{ii}^u on kompensoimaton eli marshallilainen kysynnän hintajousto, e_{ii}^c on kompensoitu eli hicksiläinen kysynnän hintajousto, e_i on kysynnän menoousto ja w_i on hyödykkeen i osuus kokonaiskulutuksesta, eli $w_i = p_i x_i/m$. Yhtälöstä 2.21 huomataan, että kompensoimattoman ja kompensoidun kysynnän hintajouaston välinen ero on sitä pienempi, mitä pienempi on sen kysynnän menoousto ja osuus kokonaiskulutuksesta. Asettamalla $i \neq j$, joustomuotoinen Slutskyn yhtälö on: (Gravelle & Rees, 2004, 56.)

$$e_{ij}^u = e_{ij}^c - e_i w_j, \quad (2.22)$$

3 KYSYNTÄMALLI

Kysyntämallien analysoinnilla tarkoitetaan kuluttajien eri hyödykkeiden kysynnän tutkimista. Kuluttajien käyttäytymisen tunteminen on tarpeellista esimerkiksi epäsuoraan verotukseen liittyvien kysymyksiä yhteydessä. Epäsuoran verotuksen muuttamisessa on tunnettava erityisesti kuluttajien reaktiot muutoksiin hinnoissa ja tuloissa. Kysynnän empiirinen analyysi on ollut keskeisiä ekonometrian osa-alueita, ja monet sen menetelmistä ovat kehittyneet kysyntäaineiston tulkitsemiseen liittyvien ongelmien pohjalta. Kysyntämallit perustuvat toisaalta myös vahvasti kuluttajan teoriaan, josta on saatu mallien taustalle rakenteita ja käsitteitä. Kysyntämallien aineistona on mahdollista käyttää kotitalouskohtaista poikkileikkaus- tai paneeliaineistoa, tai aggregaattitason aineistoa. (Banks, Blundell & Lewbell, 1997, 527; Deaton, 1986, 1768.)

Kysynnän empiirisessä analyysissä oletetaan kustannusfunktiolle tai epäsuoralle hyötyfunktiolle jokin funktiomuoto ja tämän avulla estimoidaan Marshallilaiset kysyntäfunktiot, joista saadaan laskettua mallin parametrit. Olennaista empiirisessä analyysissä on siis parhaiten aineistoon sopivan funktiomuodon valinta. (Gravelle & Rees, 2004, 65.)

Kysyntämalleille on olemassa monta erilaista funktiomuotoa. Esimerkiksi Barnett & Serletis (2008), Fisher, Fleissig & Serletis (2000) ja Lewbel (1987) luokittelevat eri funktiomuotoja ja tarkastelevat näiden eroja. Ensimmäisenä kuluttajan teoriasta johdettuna kysyntämallina voidaan pitää Richard Stonen (1954) LES-mallia (Linear Expenditure System). LES-mallissa on kuitenkin ongelmia, joista ilmeisin on sen huono sopivuus aineistoon vähäisten parametrien vuoksi. LES-mallin yhtälöissä on käytännössä kaksi parametria, joista toinen on vakio. Mallissa onkin siis vaikeaa tulkita esimerkiksi hyödykkeen kysynnän hinta-, risti- ja tulojoustoja. (Deaton & Muellbauer, 1980a, 312; Deaton, 1986, 1788.)

Tämä ongelma voidaan välttää käyttämällä niin sanottuja ”joustavan funktiomuodon malleja”. Joustavan funktiomuodon mallien ideana on, että valitussa funktiomuodossa tulisi olla vähintään yksi vapaa parametri jokaista mielenkiinnon kohteena olevaa vaikutusta kohti. Joustavan funktiomuodon malleja ovat esimerkiksi Theilin (1965) Rotterdam-malli ja Deatonin & Muellbauerin (1980a) AIDS-malli (Almost Ideal Demand System). (Deaton, 1986, 1788-1790.)

3.1 Almost Ideal Demand System

AIDS-malli on Deatonin & Muellbauerin (1980a) kehittämä joustavan funktiomuodon kysyntämalli. Kyseinen malli on valittu tutkimuksessa käytettäväksi malliksi, koska se on hyvin yleisesti käytetty kulutustutkimuksessa ja AIDS-mallilla on monia kysyntämallille toivottuja ominaisuuksia. Se muun muassa täyttää kuluttajan valinnan aksioomat ja siinä kulutus on aggregoitavissa yli kuluttajien ilman oletusta lineaarisista yhden suuntaisista Engelin käyristä. Lisäksi AIDS-malli on yksinkertainen estimoida ja sen avulla voidaan testata kuluttajan teoriasta tulevia rajoitteita. (Deaton & Muellbauer, 1980a, 312.)

Deaton & Muellbauer (1980a, 312-313) aloittavat AIDS-mallin johtamisen seuraavasta kustannusfunktioista:

$$\ln c(p, v) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j + v\beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}, \quad (3.1)$$

jossa v on hyötytaso, p_i ovat hinnat ja α_i , β_i ja γ_{ij}^* ovat parametreja. Kustannusfunktioista saadaan kulutusosuusfunktiot hyödyntämällä Shephardin lemmaa (yhtälö 2.11). Kertomalla Shephardin lemman molemmat puolet $p_i/c(p, v)$:llä saadaan seuraava yhtälö:

$$\frac{\partial \ln c(p, v)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q}{c(p, v)} = w_i, \quad (3.2)$$

jossa w_i on hyödykkeen i kulutusosuus. Yhtälön 3.2 mukaisesti kustannusfunktioista 3.1 saadaan kulutusosuudet w_i hintojen ja hyödyn funktiona:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i v \beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}, \quad (3.3)$$

jossa

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) \quad (3.4)$$

Kun kuluttajan oletetaan maksimoivan hyötyään, kokonaiskulutus m on yhtä suuri kuin $c(p, v)$. Järjestämällä tätä yhtäsuuruutta hyödyntäen kustannusfunktio 3.1 ilmaisemaan hyötytaso v hintojen p ja kokonaiskulutuksen m funktiona saadaan epäsuora hyötyfunktio. Sijoittamalla tämä yhtälöön 3.3, saadaan kulutusosuusfunktiot hintojen p ja kokonaiskulutuksen m funktiona:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{m}{P} \right), \quad (3.5)$$

jossa P on seuraavasti määriteltävä hintaindeksi:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (3.6)$$

Deatonin ja Muellbauerin (1980b, 76) mukaan yhtälön 3.5 voidaan ajatella olevan ensimmäisen asteen approksimaatio kulutusosuuksien, hintojen ja menojen väliselle tuntemattomalle yhteydelle. AIDS-malliin tarvitaan lisäksi seuraavat kuluttajan teoriasta (luku 2.3) tulevat rajoitteet parametreille:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad (3.7)$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (3.8)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (3.9)$$

Yhtälöt 3.7 määrittävät summautuvuusrajoitteen (adding-up), eli ne takaavat, että budjettiosuuksien w_i summa on 1. Yhtälö 3.8 on homogeneisuusrajoite, jota voidaan testata mallissa yhtälöittäin. Slutskyn matriisin symmetrisyys on voimassa, mikäli rajoite 3.9 pitää. Slutskyn matriisin negatiivista semidefiniittisyyttä ei voida sisällyttää AIDS-malliin rajoitteiden kautta, vaan negatiivisuuden voimassaoloa on testattava estimoinnin jälkeen. (Deaton & Muellbauer, 1980a, 316.)

3.2 Dynaaminen AIDS-malli

Edellä esitelty AIDS-malli on luonteeltaan staattinen, mikä tarkoittaa, että estimoinnin toimivuuden kannalta käytettävien aikasarjojen tulisi olla stationaarisia. Stationaarisella aikasarjalla tarkoitetaan tässä yhteydessä kovarianssistationaarista eli heikosti stationaarista aikasarjaa. Heikosti stationaarisen aikasarjaan keskiarvo ja varianssi ovat vakiot ja autokovarianssi riippuu vain mittausvälin pituudesta (Enders, 2010, 54-55). Aikasarjan epästationaarisuus voi johtua sekä deterministisestä että stokastisesta trendistä. Nämä vaativat erilaiset käsittelyt, jotta aikasarja saadaan stationaariseksi. Deterministinen trendi voidaan poistaa regression avulla, kun taas stokastinen trendi vaatii differenssin ottami-

sen aikasarjasta. Jos aikasarjassa on deterministinen trendi, kutsutaan aikasarjaa trendistationaariseksi. Aikasarjalla, joka on differoitava stationaarisuuden saavuttamiseksi, sanotaan olevan yksikköjuuri. Aikasarjan sanotaan tällöin myös olevan integroituneen astetta d (merkitään $I(d)$), jossa d viittaa siihen, montako kertaa aikasarja on differoitava, jotta se on stationaarinen. Esimerkiksi aikasarja, joka on integroitunut astetta 1 ($I(1)$), on differoitava kerran. Astetta nolla integroitunut aikasarja ($I(0)$) on stationaarinen. (Enders, 2010, 189-191.)

Regressioanalyysin oletukset vaativat, että muuttujat ovat stationaarisia ja, että virhetermin keskiarvo on nolla ja varianssi vakio. Mikäli regressio sisältää epästationaarisia muuttujia, saattaa kyseessä olla niin sanottu näennäinen regressio (engl. spurious regression). Näennäinen regressio johtaa siihen, että parametriestimaatit ovat tehottomia ja regressiosta saatavat t - ja R^2 -arvot ovat korkeita, vaikka todellisuudessa muuttujilla ei välttämättä ole todellista taloudellista yhteyttä. Näennäisen regression virhetermi on epästationaarinen, jolloin voidaan näyttää, että mallin virheet eivät häviä ajan myötä vaan jäävät vaikuttamaan malliin. (Enders, 2010, 195-196; Granger & Newbold, 1974, 111.)

Epästationaariset aikasarjat on tavallisesti saatettava stationaariseksi ennen kuin niitä voi käyttää regressiossa. Poikkeuksena on kuitenkin tilanne, jossa epästationaarista aikasarjoista voidaan muodostaa lineaarinen kombinaatio, joka on stationaarinen. Tällöin epästationaaristen aikasarjojen muodostaman regression virhetermi on stationaarinen ja aikasarjojen sanotaan olevan yhteisintegroituneita. Stock (1987) on osoittanut, että parametriestimaatit yhtälöstä, jonka muuttujat ovat yhteisintegroituneet, ovat "superkonsistentteja" eli ne konvergoituvat todennäköisyydessä tavallista nopeammin kohti todellisia arvojaan (Enders, 2010, 357-359.)

Englen ja Grangerin (1987, 253) määritelmä yhteisintegraatiolle on seuraava:

Vektorin $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ tekijät ovat yhteisintegroituneet astetta d, b (merkitään $x_t \sim CI(d, b)$), jos

1. Kaikki vektorin x_t tekijät ovat $I(d)$,
2. On olemassa yhteisintegraatiovektori $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ siten, että $\beta x_t = (\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt})$ on $I(d-b)$, jossa $b > 0$. (Enders, 2010, 357-359.)

Esimerkiksi $I(1)$ -aikasarjat ovat yhteisintegroituneet, mikäli niistä voidaan muodostaa lineaarikombinaatio, joka on $I(0)$.

Mikäli aikasarjat ovat yhteisintegroituneita, niiden välillä on olemassa pitkän aikavälin tasapaino. Tasapainolla tarkoitetaan tässä yhteydessä mitä tahansa pitkän aikavälin yhteyttä epästationaaristen aikasarjojen välillä. Yhteisintegraation kannalta ei ole välttämätöntä, että yhteys syntyy esimerkiksi markkinavoimien tai yksilöiden käyttäytymisen pohjalta. (Enders, 2010, 359.)

Yhteisintegroituneille aikasarjoille on tyypillistä, että niihin vaikuttaa mahdollinen poikkeama pitkän aikavälin tasapainosta. Mikäli pitkän aikavälin tasapaino on olemassa, ainakin yhden muuttujan on reagoitava epätasapainoon. Tämän perusteella voidaan muodostaa malli, joka kuvaa miten muuttujat reagoivat lyhyellä aikavälillä poikkeamiin pitkän aikavälin tasapainosta. Tätä kut-

sutaan virheenkorjausmalliksi. Virheenkorjausmalli muodostetaan pitkän aikavälin muuttujien differensseille, ja malliin lisätään muuttujaksi pitkän aikavälin virhetermit tasomuodossa. Pitkän aikavälin virhetermi tunnetaan virheenkorjausterminä, ja sen parametri kertoo kuinka nopeasti järjestelmä palautuu pitkän aikavälin tasapainoon. (Enders, 2010, 365-367.)

Virheenkorjausmallia on sovellettu useassa tutkimuksessa AIDS-mallin kanssa. Esimerkiksi Balcombe ja Davis (1996) sekä Karagiannis, Katranidis ja Velantzas (2000) ovat soveltaneet käyttäneet virheenkorjausmuodossa olevaa AIDS-mallia (EC-AIDS) ruuan kysynnän tutkimiseen. Duffy (2003a; 2003b) sekä Eakings ja Gallagher (2003) ovat soveltaneet EC-AIDS-mallia alkoholin kysyntään. Andersonin ja Blundellin (1983, 397) mukaan on epätodennäköistä, että kuluttajat olisivat pitkän aikavälin tasapainossa jokaisella periodilla, joten lyhyen ja pitkän aikavälin tarkastelu erikseen on perusteltua. Lyhyen ja pitkän aikavälin käyttäytymisen eroja saattavat selittää esimerkiksi kulutustottumukset, sopeutumisen kustannukset, virheelliset odotukset sekä väärintulkitut reaalisien hintojen muutokset.

Luvussa 3.1 esitellyn staattisen AIDS-malli voidaan katsoa kuvaavan pitkän aikavälin tasapainoyhtälöä (Ng, 1995, 155), ja tämän avulla saadaan muodostettua AIDS-malli virheenkorjausmuodossa, joka kuvaa lyhyen aikavälin dynamiikkaa. EC-AIDS-malli esitellään tarkemmin estimoinnin yhteydessä luvussa 4.2.2.

4 KYSYNTÄMALLIN ESTIMOINTI JA TULOKSET

4.1 Aineisto

Tutkimuksessa käytettävät tiedot alkoholin kulutuksesta on saatu Terveyden ja hyvinvoinnin laitoksen (THL) keräämästä alkoholijuomien tilastoitua kulutusta koskevasta aineistosta. THL kerää alkoholijuomien tilastoidun kulutuksen Alkon myymälöiden myyntitiedoista sekä tukkumyyjien toimitustiedoista anniskeluravintoloille ja korkeintaan 4,7 tilavuusprosenttisia alkoholijuomia myyville elintarvikeliikkeille. Alkoholijuomien hinnat on saatu THL:n tuottamista nimellisistä hintaindeksistä. Alkoholijuomien kulutus ja nimelliset hintaindeksit ovat kuukausittaisella tasolla tammikuusta 2001 joulukuuhun 2015. Osa alkoholijuomien hintaindeksistä kuitenkin päivitetään vain neljä kertaa vuodessa. Tämän vuoksi tutkimuksessa käytetään neljännesvuosittaiselle muunnettua aineistoa, jolloin havaintoja vuosilta 2001-2015 on yhteensä 60 kappaletta. Empiiristä mallia varten tarvitaan lisäksi neljännesvuosittaiset kotitalouksien kulutusmenot, jotka saatiin Tilastokeskuksen tilastosta ”Sektoritilit neljännesvuosittain”.

Alkoholijuomien tilastoidut kulutetut määrät ja yksityiset kulutusmenot ovat jaettu ennen mallintamista Suomen neljännesvuosittaisella väkiluvulla, jotta väestönkasvun vaikutus kulutukseen tulisi huomioitua. Neljännesvuosittainen väkiluku on saatu Tilastokeskuksen tuottamasta ”Väestönmuutokset neljännesvuosittain” -tilastosta. Aiempien Suomessa tehtyjen tutkimusten (esim. Vihmo (2006), Leppänen & Österberg (2002) ja Leppänen (1999)) mukaisesti olisi ollut suotavampaa käyttää väkiluvun sijasta 15 vuotta täyttäneiden määrää, mutta tätä tietoa ei ole saatavissa koko tarkasteltavalta ajanjaksolta neljännesvuositasolla.

Alkoholin kulutusta tarkastellaan tässä tutkimuksessa juomaryhmittäin. Käytettävät juomaryhmät ovat väkevät alkoholijuomat, viini ja miedot alkoholijuomat. Väkevät alkoholijuomat sisältävät yli 22 tilavuusprosenttia etyylialkoholia sisältävät juomat sekä väkevät viinit. Väkevät viinit ovat viinistä tai hedelmäviinistä alkoholia lisäämällä valmistettuja juomia, joiden alkoholipitoi-

suus on enintään 22 tilavuusprosenttia. Viinit ovat käymisteitse valmistettuja juomia, joiden alkoholipitoisuus on enintään 15 tilavuusprosenttia ja jotka eivät sisällä lisättyä alkoholia. Miedot alkoholijuomat sisältävät vahvat oluet, keskioluen, siiderit ja long drink -juomat. Vahvat oluet sisältävät yli 4,7 tilavuusprosenttia alkoholia ja keskiolut puolestaan enintään 4,7 tilavuusprosenttia. Siiderit ovat käymisteitse omenoista tai päärynöistä valmistettuja hedelmäviinejä, jotka sisältävät enintään 8,5 tilavuusprosenttia alkoholia, ja jotka eivät sisällä lisättyä alkoholia. Long drink -juomat sisältävät sekä käymisteitse valmistetut enintään 4,7 tilavuusprosenttia alkoholia sisältävät long drink -juomat että tislattua alkoholia lisäämällä valmistetut vahvat long drink -juomat, jotka sisältävät enintään 15 tilavuusprosenttia alkoholia ja joiden myynti sallitaan vain Alkon myymälöissä sekä A- ja B-ravintoloissa. Miedoilla alkoholijuomilla ei siis tässä tutkimuksessa tarkoiteta kaikkia alle 22 prosenttia alkoholia sisältäviä juomia, vaan viinien kulutusta tarkastellaan erillään. (Terveystieteiden tutkimuskeskus, 2016a, 10.)

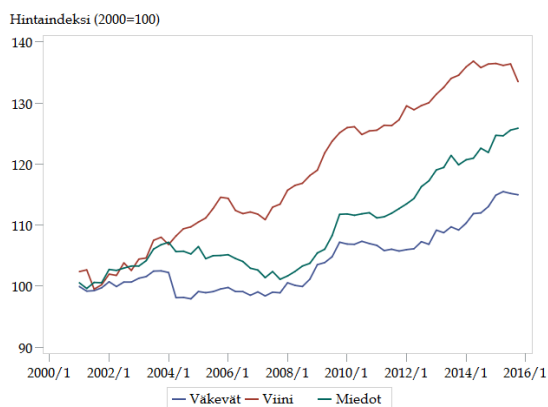
Juomaryhmiä on jouduttu aggregoimaan suuremmiksi ryhmiksi eri syistä. Ensimmäisenä syynä on estimoinnin toimivuuden parantaminen. AIDS-malli ei tuottanut useammalle kuin kolmelle juomaryhmälle järkeviä tuloksia, vaan malli estimoiti eräille juomaryhmille joko teorian vastaisia positiivisia oman hinnan joustoja tai itseisarvoltaan hyvin suuria joustoja. Lisäksi mallin parametrien määrä kasvoi tällöin hyvin suureksi suhteessa havaintojen määrään. Alkoholin kysynnän tutkimusta on lähes poikkeuksetta tehty aiemmissä tutkimuksissa vain kolmelle tai neljälle juomaryhmälle, joten aggregoinnin ansiosta saadaan myös mahdollisimman vertailukelpoisia tuloksia.

Tässä tutkimuksessa käyttävät juomaryhmät kuitenkin poikkeavat hieman Suomessa aiemmin tehtyjen tutkimusten käyttämästä luokittelusta. Vihmon (2006), Leppäsen (1999) sekä Leppäsen ja Österbergin (2002) käyttämästä juomien ryhmittelystä poiketen siiderit on päätetty yhdistää samaan ryhmään oluiden ja long drink -juomien kanssa. Näissä tutkimuksissa siiderit oli yhdistetty samaan juomaryhmään mietojen viinien kanssa. Perusteluna tälle voidaan pitää sitä, että siidereiden ja mietojen viinien alkoholivero määräytyy samoin perustein (Laki alkoholi- ja alkoholijuomaverosta, 1994). Long drink -juomat ovat Vihmon (2006) sekä Leppäsen ja Österbergin (2002) tutkimuksissa yhdistetty oluiden kanssa samaan ryhmään, kun taas Leppäsen (1999) tutkimuksessa long drink -juomat on jätetty kokonaan mallintamatta. Long drink -ryhmät ovat ongelmallisia mikäli juomaryhmien aggregointi halutaan tehdä alkoholiverotuksen mukaisesti. Koska long drink -juomaryhmä sisältää sekä miedot käymisteitse valmistetut long drink -juomat että vahvat tislattua alkoholia lisäämällä valmistetut long drink -juomat, verotetaan tämän juomaryhmän tuotteita eri tavoin. Väkevät viinit ovat Vihmon (2006) sekä Leppäsen ja Österbergin (2002) tutkimuksissa yhdistetty tämän tutkimuksen tavoin väkevien alkoholijuomien kanssa samaan ryhmään. Leppäsen (1999) tutkimuksessa väkeviä viinejä tarkasteltiin omana ryhmänään.

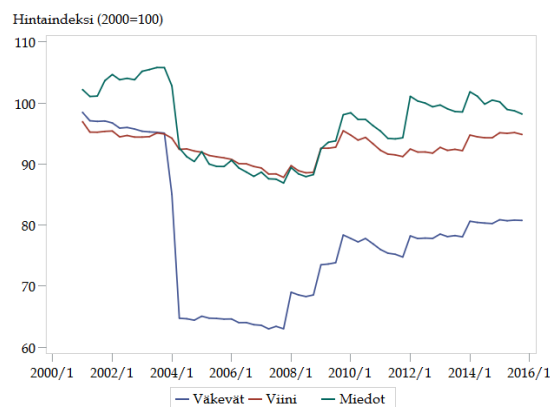
Siiderit päätettiin tässä tutkimuksessa yhdistää aiemmista tutkimuksista poiketen mietojen viinien sijasta oluiden ja long drink -juomien kanssa samaan ryhmään. Perusteluna tälle on se, että nyt väkevien alkoholijuomien ja mietojen

viinien juomaryhmät sisältävät vain Alkon myymälöissä myytäviä tuotteita, kun taas oluita, siidereitä ja long drink -juomia myydään myös muussa vähittäismyynnissä. Tämän alkoholijuomien saatavuuden perusteella tehtävän aggregoinnin voidaan katsoa kuvaavan kuluttajan kohtaamaa valintapäätöstä paremmin. Tämän luokittelun myötä tulee myös mahdolliseksi arvioida tulevan alkoholilain uudistuksen vaikutusta, jonka myötä kaupoissa myytävien alkoholijuomien suurin sallittu tilavuusprosentti alkoholia nousee 4,7:stä 5,5 prosenttiin (Sosiaali- ja terveysministeriö, 2016). Siidereiden osuus kulutuksesta on ollut aineiston perusteella tarkasteltavana ajanjaksona suhteellisen pieni, joten siidereiden vaikutus esimerkiksi tämän ja aiempien tutkimusten joustoestimaattien vertailukelpoisuuteen lienee rajoitettu.

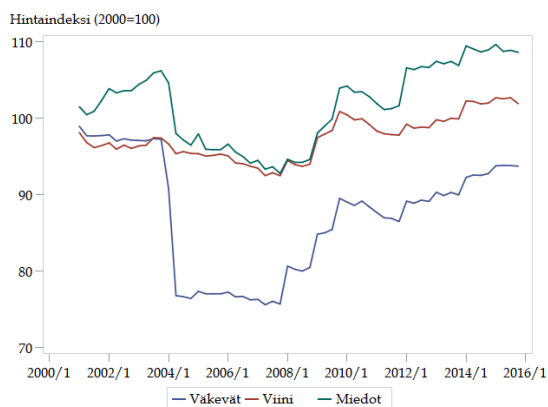
4.1.1 Alkoholin hintakehitys



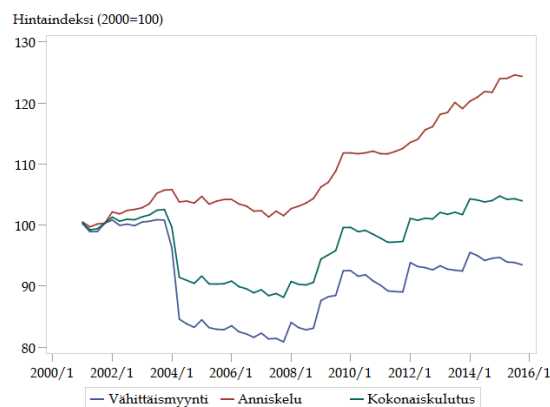
KUVIO 4.2: Anniskelun juomaryhmittäiset reaaliset hintaindeksit



KUVIO 4.1 Vähittäismyynnin juomaryhmittäiset reaaliset hintaindeksit



KUVIO 4.3: Kokonaiskulutuksen juomaryhmittäiset reaaliset hintaindeksit



KUVIO 4.4: Anniskelun ja vähittäismyynnin reaaliset hintaindeksit

THL:n alkoholijuomien hintaindeksi lasketaan painottamalla yhteen alkoholijuomien vähittäismyyntihintaindeksi sekä anniskeluhintaindeksi. Painoina käytetään alkoholijuomien kulutuksen arvo-osuuksia. Alkoholin nimellinen hin-

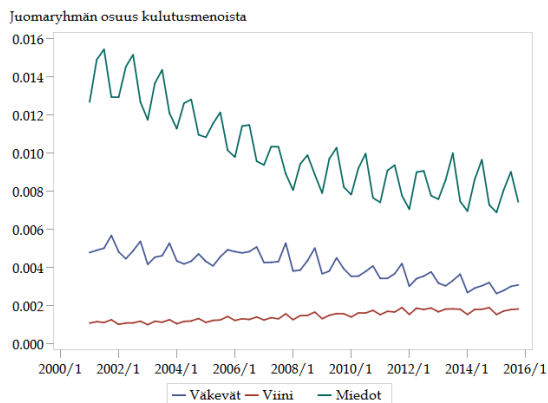
taindeksi vähittäismyynnin osalta lasketaan kuukausittain painottamalla yhteen Alko Oy:n laatimat Alkon alkoholijuomien hintaindeksit sekä Tilastokeskuksen laatimat elintarvikemyymälöiden alkoholijuomien hintaindeksit. Anniskelumyynnin hintaindeksin THL laatii keräämällä neljä kertaa vuodessa noin 190 ravintolalta esimerkkijuomien hintatiedot. (Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, 2015b.)

Kuvioissa 4.1-4 on esitetty reaalit hintaindeksit jaoteltuna sekä juomaryhmien että myyntitien mukaan. Kuvio 4.1 kuvaa juomaryhmien anniskeluhintaindeksiä ja kuvio 4.2 juomaryhmien vähittäismyyntihintaindeksiä. Kuvio 4.3 esittää alkoholin kokonaiskulutuksen hintaindeksin, jossa on yhdistetty anniskelun ja vähittäismyynnin hintaindeksit. Kokonaiskulutuksella viitataan tässä tutkimuksessa siis vähittäismyynnin ja anniskelun summaan eli koko tilastoituihin kulutukseen. Kuvion 4.4 hintaindekseissä on painotettu yhteen kaikkien juomaryhmien indeksit yhdeksi anniskelun, vähittäismyynnin ja kokonaiskulutuksen osalta. Reaalit hintaindeksit on muodostettu jakamalla THL:n nimelliset hintaindeksit Tilastokeskuksen ylläpitämällä elinkustannusindeksillä. Kaikkien indeksien perusvuotena on vuosi 2000, jolloin indeksit saavat arvon 100. Kuvioissa on tärkeää huomioida, että indeksit eivät kuvaa juomaryhmien tai myyntiteiden suhteellisia hintoja, vaan kaikki indeksit saavat arvon 100 vuonna 2000, vaikka todellisuudessa juomaryhmien hinnoissa on eroja.

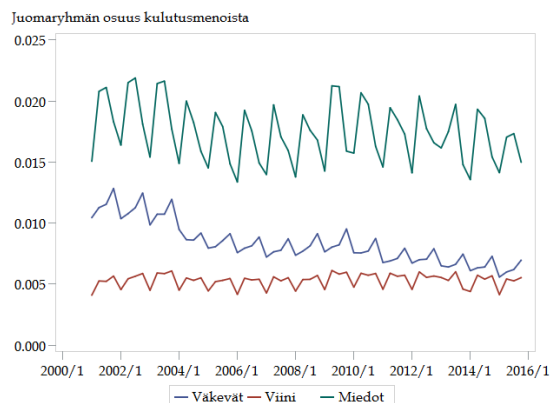
Kuvioista 4.1 ja 4.2 huomataan, että hintojen kehitys on ollut hyvin erilaisista vuosina 2001-2015 anniskelun ja vähittäismyynnin välillä. Anniskelun reaalit hinnat ovat nousseet kaikkien juomaryhmien osalta selvästi vuodesta 2001 vuoteen 2015, kun taas vähittäismyynnin reaalit hinnat ovat matalammalla tasolla vuonna 2015 kuin vuonna 2001. Kuvioista huomataan, että veromuutokset, vuosina 2004, 2008, 2009, 2012 ja 2014 vaikuttivat huomattavasti enemmän vähittäismyynnin hintoihin kuin anniskelumyynnin. Ero on erityisen huomattava vuoden 2004 veron alennuksen yhteydessä. Erot anniskelun ja vähittäismyynnin hintakehitysten välillä tulevat esille myös kuvion 4.4 kaikista juomaryhmistä yhteenlasketuissa hintaindekseissä. Kuvion 4.4 kokonaiskulutuksen hintaindeksin perusteella alkoholin reaalinen hinta on noin 4 prosenttia korkeampi vuonna 2015 kuin vuonna 2001.

Hintojen kehityksessä on myös eroja juomaryhmien välillä. Väkevien juomien hinnan kasvu on kaikissa kuvioissa suhteellisesti pienempää kuin mietojen juomien ja viinin. Tämä näyttäisi johtuvan pääasiassa vuoden 2004 veronalennuksesta, joka kohdistui eniten väkevien juomien alkoholiveroon. Anniskelun osalta viinin hinta on kasvanut suhteellisesti eniten. Vähittäismyynnin osalta kaikkien juomaryhmien reaalit hinnat ovat matalammalla tasolla vuonna 2015 kuin vuonna 2001, mutta mietojen hinnat ovat lähimpänä vuoden 2001 arvoaan. Kokonaiskulutuksen osalta mietojen hinnat ovat kasvaneet suhteellisesti eniten.

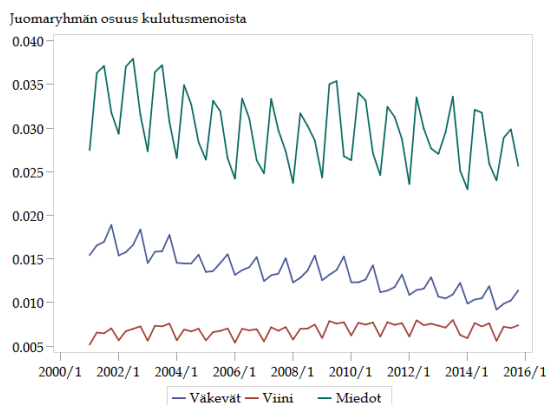
4.1.2 Kulutusosuudet



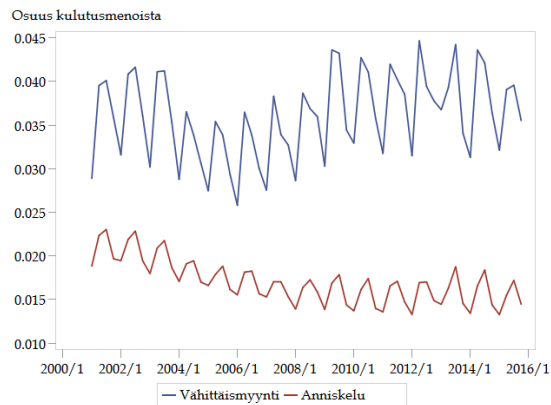
KUVIO 4.5: Anniskelun juomaryhmittäiset kulutusosuudet



KUVIO 4.6: Vähittäismyyntin juomaryhmittäiset kulutusosuudet



KUVIO 4.8: Kokonaiskulutuksen juomaryhmittäiset kulutusosuudet



KUVIO 4.7: Anniskelun ja vähittäismyyntin kulutusosuudet

Kuvioissa 4.5-7 on kuvattuna juomaryhmien osuuksia kotitalouksien kulutusmenot arvosta vuosina 2001-2015 anniskelun, vähittäismyyntin ja kokonaiskulutuksen osalta. Kulutusosuudet on muodostettu laskemalla ensin vuoden 2000 alkoholijuomien kulutuksen arvosta litrahinnat jakamalla kulutuksen arvot kulutetuilla litroilla. Tämän jälkeen on laskettu litrahinnat vuosille 2001-2015 kertomalla alkoholijuomien hintaindeksit vuoden 2000 litrahinnoilla. Litrahinnoilla kerrotaan kulutetut määrät, ja kun tämä tulo jaetaan kotitalouksien kulutusmenoilla, saadaan alkoholijuomien kulutusosuudet.

Juomaryhmien osalta kuviossa 4.5-7 on huomattavissa, että selvästi suurin osa alkoholijuomien kulutuksesta on mietoja juomia, toiseksi suurimpana ryhmänä ovat väkevät juomat ja pienimpänä viini. Viinin kulutusosuus on kuitenkin ollut kasvussa koko ajanjakson anniskelun osalta, mutta vähittäismyyntin ja kokonaiskulutuksen osalta viinin kulutusosuus on pysynyt lähes vakiona. Väkevien juomien kulutusosuus puolestaan on ollut laskussa sekä vähittäismyyntin, anniskelun että kokonaiskulutuksen osalta. Mietojuomien kulutusosuus on laskenut selkeästi tarkasteltavalla ajanjaksolla anniskelun osalta, ja

myös vähittäismyynnin sekä kokonaiskulutuksen osalta mietojen juomien kulutusosuus on ollut laskussa.

Juomaryhmien kulutusosuuksissa on havaittavissa voimakasta kausivaihtelua. Mietojen juomien kulutusosuus on kaikissa kuvioissa suurimmillaan toisella ja kolmannella vuosineljänneksellä ja pienimmillään ensimmäisellä vuosineljänneksellä. Väkevien juomien kulutusosuus ovat suurimmillaan vuoden viimeisellä neljänneksellä ja pienimmillään ensimmäisellä vuosineljänneksellä. Viinin osalta kausivaihtelu on melko pientä lukuun ottamatta kulutusosuuden laskua ensimmäisellä vuosineljänneksellä.

Kuvio 4.8 kuvaa anniskelun ja vähittäismyynnin kulutusosuuksia. Tarkasteltavalla ajanjaksolla vähittäismyynnin kulutusosuus on ollut selvästi anniskelun osuutta suurempi ja kulutusosuuksien välinen erotus on kasvanut. Myös anniskelun ja vähittäismyynnin kulutusosuuksissa on havaittavissa kausivaihtelua. Anniskelun ja vähittäismyynnin kulutusosuudet ovat suurimmillaan toisella ja kolmannella vuosineljänneksellä ja pienimmillään ensimmäisellä.

4.2 Tulokset

Estimoitavassa mallissa kuluttajien oletetaan käyttävän niin sanottua kaksivaiheista budjetointia. Ensimmäisessä vaiheessa kuluttajat jakavat jokaisella periodilla tulonsa kulutuksen ja säästämisen välille. Toisessa vaiheessa kulutusmenot jaetaan tarkasteltavien juomaryhmien ja kaiken muun kulutuksen välille. Tällöin juomaryhmien kulutusosuuksien oletetaan riippuvan sekä omasta ja muiden juomaryhmien hinnoista että kulutusmenoista. Alkoholin kulutus voitaisiin mallintaa myös kolmivaiheisena budjetointina, jolloin ensimmäinen vaihe olisi sama kuin kaksivaiheisessa budjetoinnissa, mutta toisessa vaiheessa kokonaismenot jaettaisiin koko alkoholin kulutuksen ja muiden hyödykkeiden välille ja kolmannessa vaiheessa kokonaiskulutus alkoholiin jaettaisiin eri juomaryhmien välille. (Blake & Neid, 1997, 1658.) Tässä tutkimuksessa päädyttiin kuitenkin mallintamaan alkoholin kulutus päätös kaksivaiheisen budjetoinnin tuloksena, sillä myös aiemmat Suomessa tehdyt tutkimukset (esim. Vihmo (2006), Leppänen & Österberg (2002) ja Leppänen (1999)) ovat tehty saman oletuksen pohjalta.

Tutkimuksessa rakennettavat mallit kuvaavat alkoholin kysyntää Vihmon (2006), Leppäsen ja Österbergin (2002) sekä Leppäsen (1999) tutkimusten tavoin sekä juomaryhmittäin että koko anniskelun ja vähittäismyynnin osalta. Estimoitava AIDS-mallin yhtälö alkoholi juomien kulutusosuuksille on siis kaksivaiheisen budjetoinnin perusteella seuraava:

$$w_{it} = \alpha_i + \mu_i t + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij} \ln\left(\frac{p_{jt}}{p_{nt}}\right) + \beta_i \ln\left(\frac{m}{P}\right)_t + \varepsilon_{it}, \quad (4.1)$$

jossa w_{it} ovat juomaryhmien kulutusosuudet, α_i on vakio, μ_{it} on aikatrendi, p ovat hinnat, m/P on kotitalouksien reaaliset kulutusmenot ja ε_{it} on virhetermi. Mallin hinta-, kulutusmeno- ja kulutusosuus muuttujat on puhdistettu kausivaihtelusta ennen estimointia käyttämällä dummy-muuttujia.

Yhtälössä 4.1 on eroavaisuuksia luvussa 3.1 esiteltyyn AIDS-mallin yhtälöön 3.5 verrattuna, joista ensimmäinen on, että yhtälöön on lisätty aikatrendi μ_{it} . Aikatrendin voidaan katsoa mallintavan ajan myötä tapahtuvaa kulutustottumusten muutosta (Leppänen, 1999, 4). Kulutustottumusten voidaan katsoa sisältävän myös tilastoimattoman kulutuksen, kuten matkustajatuonnin, vaikutuksen tilastoituun kulutukseen. Tilastoimattoman kulutuksen tarkastelu on muutoin rajattu tutkimuksen ulkopuolelle. Deaton ja Muellbauer (1980a, 322) toteavat aikatrendin lisäksi poistavan ristiriitaa, joka vallitsee aineiston ja hypoteesin mukaisen staattista hyötyfunktioita maksimoivan edustavan kuluttajan välillä. Aikatrendi myös pienentää harhaa, joka syntyy, kun mallia sovelletaan aggregaattitasolla aineistolle kotitaloustutkimusten sijasta (Blundell, Pashardes & Weber, 1993, 583). Harha voi syntyä esimerkiksi huomioimatta jääneistä demografisista muutoksista.

Yhtälöstä 4.1 on jätetty pois hyödykeryhmän n hinnan luonnollinen logaritmi. Hyödykeryhmä n on tässä kaikki muut hyödykkeet kuin alkoholi. Sen sijaan juomaryhmien hinnat on jaettu muiden hyödykkeiden hinnoilla, joita kuvaa tässä tutkimuksessa elinkustannusindeksi, ja tästä osamäärästä on otettu luonnollinen logaritmi. Tämä toimenpide on vaihtoehtoinen tapa yhtälölle 3.8 saada homogeneisuusrajoite voimaan (Ng, 1995, 149). Symmetrisyys saadaan yhtälöihin kuitenkin yhä yhtälön 3.9 rajoitteen mukaisesti. Summautuvuusrajoite on voimassa, kun yksi kulutusosuusyhtälöistä jätetään estimoimatta (Blake & Neid, 1997, 1659). Koska tutkimuksen mielenkiinto kohdistuu alkoholin kysyntään, jätetään estimoimatta muita hyödykkeitä kuin alkoholia kuvaava yhtälö. Tämän yhtälön parametrit olisi mahdollista laskea rajoitteiden avulla. Kyseiset parametrit eivät ole tutkimuksen kannalta kuitenkaan mielenkiintoisia, joten ne jätetään laskematta.

Yhtälön 3.6 määrittelemä hintaindeksi on tässä tutkimuksessa korvattu elinkustannusindeksillä estimoinnin helpottamiseksi. Tämän myötä estimoitava yhtälö muuttuu lineaariseksi, jolloin estimointi yksinkertaistuu. Leppänen (1999) ja Leppänen & Österberg (2002) approksimoivat reaalisia kulutusmenoja kiinteähintaisilla kulutusmenoilla poistettuna kestokulutushyödykkeet, mutta vastaavaa aineistoa ei ollut saatavilla neljännesvuositasolla, joten tämä tutkimus käyttää kotitalouksien kulutusmenoja, jotka on muutettu kiinteähintaiseksi deflatoimalla ne elinkustannusindeksillä.

Yhtälön 4.1 voidaan katsoa kuvaavan pitkän aikavälin tasapainoyhtälöä, mikäli kaikki sen muuttujat ovat integroituneet astetta 1 ja sen virhetermi ε_{it} on stationaarinen. Tämä tarkastelu suoritetaan seuraavaksi tekemällä yksikköjuuri- ja yhteisintegraatiotestit.

4.2.1 Yksikköjuuri- ja yhteisintegraatiotestit

Yhtälössä 6.2 on esitettyä Augmented Dickey-Fuller (ADF) -testi (Dickey & Fuller, 1981). Testin nollahypoteesina on aikasarjan epästationaarisuus eli se, että aikasarja sisältää yksikköjuuren, jolloin $\gamma = 0$ yhtälössä 4.2. Testiyhtälö sisältää vakiotekijän ja aikatrendin. Aikatrendillä varmistetaan, ettei nollahypoteesia yksikköjuuresta hyväksytä virheellisesti siksi, että aikasarja on trendistationaarinen (Ng, 1995, 151). Testiyhtälöön on lisättävä vaadittava määrä differoituja viivästettyjä havaintoja, jotta yhtälön residuaalit approksimoivat valkoisen kohinan -prosessia. Valkoisen kohinan -prosessin keskiarvo on nolla, varianssi on vakio ja kovarianssi nolla. Testissä käytettävän viivemäärän k valintaan on käytetty Schwarzin (1978) bayesilaista informaatiokriteeriä. (Enders, 2010, 206-216.)

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \delta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

ADF-testin tulokset tutkimuksen muuttujille on esitetty taulukossa 4.1. ADF-testin mukaan nollahypoteesia yksikköjuuresta ei voi hylätä yhdenkään muuttujan tapauksessa edes 10 %:n riskitasolla, joten kaikki tutkimuksen muuttujat ovat testin perusteella epästationaarisia. ADF-testi tehtiin tämän jälkeen muuttujien differensseille varmistukseksi siitä, että aikasarjat ovat differenssistationaarisia eli I(1). Nollahypoteesi siitä, että aikasarjat ovat I(2), voidaan hylätä kaikissa tapauksissa vähintään 5 %:n riskitasolla. Kaikkien muuttujien voidaan siis todeta olevan integroituneen astetta 1. Kulutusosuuksien voitaisiin perustellusti väittää olevan pitkällä aikavälillä stationaarisia, sillä ne saavat määritelmällisesti arvoja vain nollan ja yhden väliltä. Pesaranin ja Shinin (2002, 73) mukaan kuitenkin on sopivaa olettaa, että kulutusosuuksia voidaan kuvata yksikköjuuriprosesseina.

Koska mallin kaikki muuttujat ovat integroituneet samaa astetta, on mahdollista tarkastella muuttujien yhteisintegraatiota. Yhtälön 4.1 virhetermien stationaarisuutta testattiin Phillips-Ouliaris-testin Z_α -statistiikalla (Phillips & Ouliaris, 1990). Testin nollahypoteesina on, että virhetermi sisältää yksikköjuuren, eli yhtälö ei ole yhteisintegroitunut. Phillipsin ja Ouliariksen (1990, 176) mukaan Z_α -statistiikkaan pohjautuva testi on tehokkaampi pienissä otoksissa kuin esimerkiksi ADF-testi. Z_α -statistiikan kriittisiin arvoihin vaikuttavat muuttujien määrä sekä se, onko testattavassa yhtälössä aikatrendiä tai vakiota. Haug (1992) on laskenut kriittiset arvot Phillips-Ouliaris-testin Z_α -statistiikalle eri muuttujien ja havaintojen määrillä. Kriittiset arvot ovat saatavissa tutkimuksesta myös sen mukaan, sisältääkö yhtälö aikatrendin tai vakion.

TAULUKKO 4.1: AIDS-mallien muuttujien yksikköjuuritestit. ¹

Kulutus juomaryhmittäin							
Muuttuja	$w_{väkevät}$	w_{viini}	w_{miedot}	$\ln(p_{väkevät} / p_{muut})^2$	$\ln(p_{viini} / p_{muut})$	$\ln(p_{miedot} / p_{muut})$	$\ln(m/P)$
Kokonaiskulutus							
ADF (k)	-2,66 (2)	-2,59 (2)	-1,94 (3)	-1,79 (2)	-1,98 (1)	-1,71 (2)	-1,70 (1)
Vähittäismyynti							
ADF (k)	-1,98 (1)	-2,83 (2)	-1,83 (3)	-1,80 (2)	-1,55 (1)	-1,83 (2)	-1,70 (1)
Anniskelu							
ADF (k)	-1,79 (3)	-2,84 (1)	-0,70 (2)	-1,54 (1)	-2,80 (1)	-1,15 (1)	-1,70 (1)
Kulutus jaoteltuna anniskeluun ja vähittäismyyntiin							
Muuttuja	$w_{vähittäismyynti}$	$w_{anniskelu}$	$\ln(p_{vähittäismyynti} / p_{muut})$	$\ln(p_{anniskelu} / p_{muut})$	$\ln(m/P)$		
ADF (k)	-2,05 (1)	-1,65 (1)	-1,76 (2)	-1,33 (1)	-1,70 (1)		

¹ ADF-testin kriittinen arvo 50 havainnolla yhtälölle, jossa on vakiotekijä ja aikatrendi, on 10 %:n riskitasolla -3,18 (*), 5 %:n riskitasolla -3,50 (**) ja 1 %:n riskitasolla -3,80 (***) (Hamilton, 1994, 763). Testissä käytettävien viiveiden määrä on ilmoitettu suluissa. Viivemäärän valinnassa on käytetty Schwarzin bayesilaista informaatiokriteeriä (Schwarz, 1978). Testisuureet on laskettu SAS 9.4 -ohjelmiston arima -proseduurin avulla.

² Hinnat ovat jaettu muiden hyödykkeiden hinnoilla (p_{muut}) homogeenisuusrajoitteen voimassaolon varmistamiseksi.

Taulukossa 4.2 ovat Phillips-Ouliaris-testin Z_{α} -statistiikat tutkimuksessa käytettäville malleille. Taulukosta huomataan, että kokonaiskulutuksen ja vähittäismyyntin osalta testi hylkää nollahypoteesin virhetermin epästationaarisuudesta jokaisen yhtälön kohdalla 1 %:n riskitasolla. Myös anniskelun tapauksessa testi hylkää nollahypoteesin virhetermin epästationaarisuudesta väkevien ja mietojen alkoholijuomien osalta 1 %:n riskitasolla. Viinien kohdalla nollahypoteesi voidaan kuitenkin hylätä vasta 10 %:n riskitasolla. Tarkasteltaessa alkoholin kulutusta koko vähittäismyyntiin ja anniskeluun jaettuna, voidaan nollahypoteesi virhetermien epästationaarisuudesta hylätä niin ikään 1 %:n riskitasolla molempien yhtälöiden osalta.

TAULUKKO 4.2: AIDS-mallien Phillips-Ouliaris-yhteisintegraatiotestit.¹

Kulutus juomaryhmittäin (m=4)			
Yhtälö	$W_{väkevät}$	W_{viini}	W_{miedot}
	Kokonaiskulutus		
Z_{α} , vakio ja trendi (viiveiden määrä)	-41,5249*** (1)	-62,9862*** (2)	-66,8499*** (1)
	Vähittäismyynti		
Z_{α} , vakio ja trendi (viiveiden määrä)	-43,8515*** (1)	-66,1142*** (2)	-66,1833*** (3)
	Anniskelu		
Z_{α} , vakio ja trendi (viiveiden määrä)	-54,9770*** (1)	-32,3383* (1)	-60,4222*** (1)
	Kulutus jaoteltuna anniskeluun ja vähittäismyyntiin (m=3)		
Yhtälö	$W_{vähittäismyynti}$	$W_{anniskelu}$	
Z_{α} , vakio ja trendi (viiveiden määrä)	-66,1740*** (1)	-48,3160*** (1)	

¹ Kriittinen arvo Phillips-Ouliaris-testin Z_{α} -statistiikalle vakiolla ja aikatrendillä 50 havainnolle on neljän muuttujan (m=4) osalta 10 %:n riskitasolla -30,60, 5 %:n riskitasolla -36,75 ja 1 %:n riskitasolla -40,60. Kolmen muuttujan (m=3) osalta kriittinen arvo vakiolla ja aikatrendillä on 10 %:n riskitasolla -27,50, 5 %:n riskitasolla -30,70 ja 1 %:n riskitasolla -36,65. (Haug, 1992, 478.) Viivemäärän valinnassa on käytetty Schwarzin bayesilaista informaatiokriteeriä (Schwarz, 1978). Testisuureet on laskettu SAS 9.4 -ohjelmiston autoreg-proseduurin avulla.

Yhtälön 4.1 virhetermien stationaarisuutta testattiin vertailun vuoksi Phillips-Ouliaris-testin lisäksi myös ADF-testillä. Kun ADF-testiä sovelletaan yhteisintegraation tarkasteluun, ovat sen kriittiset arvot eri kuin taulukossa 4.1 mainitut. Kriittiset arvot ADF-testille sovellettuna virhetermien stationaarisuuden tarkasteluun 60 havainnolla saatiin MacKinnonin (2010) tutkimuksesta. ADF-testi tuki kaikissa malleissa mietojen alkoholijuomien yhteisintegraatiota vähintään 5 %:n riskitasolla. Väkevien alkoholijuomien yhtälön osalta nollassa hypoteesi voidaan hylätä 10 %:n riskitasolla vähittäismyyntin mallissa ja 5 %:n riskitasolla anniskelun mallissa, mutta kokonaiskulutuksen mallissa väkevien yhtälöä ei voitu ADF-testin perusteella todeta yhteisintegroituneeksi. Nollassa hypoteesia viinin yhtälön virhetermien epästationaarisuudesta ei voitu ADF-testin mukaan hylätä yhdessäkään mallissa. Koko vähittäismyyntiä ja anniskelua tarkasteltaessa ADF-testi tuki yhteisintegraatiota 5 %:n riskitasolla molempien yhtälöiden osalta.

Edellä läpikäytyt testit perustuvat yhteisintegraation testaamiseen virhetermien stationaarisuuden kautta. Tässä lähestymistavassa ongelmana on se, että testit ovat herkkiä sille, mikä muuttuja valitaan selitettäväksi muuttujaksi.

Tällöin valitsemalla eri muuttuja selitettäväksi, voi testin perusteella tehtävä päätelmä yhteisintegraatiosta muuttua päinvastaiseksi kuin valitsemalla toinen muuttuja selitettäväksi. Tämä ongelma voidaan välttää käyttämällä Johansenin (1988) testiä. Johansenin testillä on lisäksi mahdollista testata useamman kuin yhden yhteisintegraatiovektorin olemassaoloa, mikä ei ole mahdollista Phillips-Ouliaris- tai ADF-testeissä. (Enders, 2010, 385-386.) Johansenin testi tukee Phillips-Ouliaris-testin tuloksia. Johansenin testin mukaan jokaisessa tarkasteltavassa yhtälössä on vähintään yksi yhteisintegraatiovektori 5 %:n riskitasolla.

Yhteisintegraatiota on vielä mahdollista testata ensin estimoimalla virheenkorjausmalli, ja tarkastelemalla tämän jälkeen virheenkorjaustermien t-testisuuksia. Mikäli virheenkorjaustermien parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä, ovat pitkän aikavälin yhtälön aikasarjat yhteisintegroituneet. Mikäli taas virheenkorjaustermille ei estimoidu tilastollisesti merkitsevää parametria, aikasarjat eivät ole yhteisintegroituneita. Tämä on Banerjeen, Doladon, Hendryn ja Smithin (1986) sekä Kremersin, Ericssonin ja Doladon (1992) tutkimusten mukaan aiemmin esiteltyjä yhteisintegraatiotestejä tehokkaampi tapa testata yhteisintegraatiota. Seuraavan luvun parametriestimaateista huomataan, että virheenkorjaustermien parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä jokaisessa tarkasteltavassa yhtälössä. Muiden yhteisintegraatiotestien kuin Phillips-Ouliaris-testin tulokset ovat raportoituna taulukossa 4.3.

Koska virheenkorjaustermien parametriestimaattien lisäksi Phillips-Ouliaris-testi ja Johansenin testi tukevat kaikkien alkoholin kysyntää kuvaavien yhtälöiden yhteisintegraatiota, eikä ADF-testi voi hylätä yhteisintegraatiota jokaisen yhtälön osalta, voidaan perustellusti olettaa yhtälön 4.1 kuvaavan pitkän aikavälin tasapainoyhtälöä jokaisessa tutkimuksen mallissa. Seuraavaksi voidaan siis edetä estimoimaan parametriestimaatit sekä pitkän aikavälin yhtälölle että virheenkorjausmallille.

TAULUKKO 4.3: Muiden yhteisintegraatiotestien tulokset

Malli	Testi		
	ADF	Johanssen	Virheenkorjaustermien parametrin tilastollinen merkitsevyys
Kokonaiskulutus	Vain mietojen yhtälö yhteisintegroitu (p<0,05)	Kaikissa yhtälöissä vähintään yksi yhteisintegraatiovektori (p<0,05)	Kaikki yhtälöt yhteisintegroituja 1 %:n riskitasolla
Vähittäismyynti	Mietojen (p<0,05) ja väkevien (p<0,10) yhtälöt yhteisintegroituja	Kaikissa yhtälöissä vähintään yksi yhteisintegraatiovektori (p<0,05)	Kaikki yhtälöt yhteisintegroituja 1 %:n riskitasolla
Anniskelu	Mietojen (p<0,05) ja väkevien (p<0,05) yhtälöt yhteisintegroituja	Kaikissa yhtälöissä vähintään yksi yhteisintegraatiovektori (p<0,05)	Kaikki yhtälöt yhteisintegroituja 1 %:n riskitasolla
Koko vähittäismyynti ja anniskelu	Molemmat yhtälöt yhteisintegroituja (p<0,05)	Kaikissa yhtälöissä vähintään yksi yhteisintegraatiovektori (p<0,05)	Vähittäismyyntin yhtälö yhteisintegroitu 5 %:n riskitasolla ja anniskelun 1 %:n riskitasolla

4.2.2 AIDS-mallin parametriestimaatit

Tutkimuksessa käytettävien mallien estimointi aloitetaan yhtälöstä 4.1, jonka voidaan edellisen luvun tulosten perusteella katsoa kuvaavan yhteisintegroitunutta pitkän aikavälin tasapainoyhtälöä kaikkien tutkimuksen mallien tapauksessa. Tämän yhtälön virhetermi otetaan talteen, jolloin sen avulla voidaan esittää yhtälön 4.3 mukainen virheenkorjausmalli:

$$\Delta w_{it} = \delta_i \Delta w_{it-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \gamma'_{ij} \Delta \ln \left(\frac{p_{jt}}{p_{nt}} \right) + \beta'_i \Delta \ln \left(\frac{m}{P} \right)_t + \lambda_i \varepsilon_{it-1} + u_{it}, \quad (4.3)$$

jossa Δ ilmaisee ensimmäistä differenssiä, ε_{it-1} on virheenkorjausstermi, Δw_{it-1} on viivästetty kulutusosuus differoitu. Viivästetyllä kulutusosuudella kuvataan kuluttajien kulutustottumuksia lyhyellä aikavälillä (Karagiannis ym., 2000, 32). Tämän mallinnuksen perusteella vain edellisen periodin kulutus vaikuttaa tämän hetkiseen kulutukseen. Homogeenisuus on rajoitettu mallissa yhtälön 4.1 mukaisesti eli jakamalla alkoholin hinnat p_{jt} muiden hyödykkeiden hinnalla p_{nt} ja pudottamalla muiden hyödykkeiden hinnan luonnollinen logaritmi selitävistä muuttujista. Summautuvuus- ja symmetriarajoitteet saadaan niin ikään voimaan yhtälön 4.1 yhteydessä kuvatulla tavalla. AIDS-mallin homogeeni-

suus- ja symmetriarajoitteet ovat testattavissa, mutta tämä tarkastelu on päätetty jättää tutkimuksen ulkopuolelle.

Sekä pitkän aikavälin yhtälöt että virheenkorjausmallit estimoidaan käyttämällä Zellnerin (1962) ”seemingly unrelated regressions” (SUR) -menetelmää, joka huomioi mahdollisen yhtälöiden välisen korrelaation sekä mallille asetettavat rajoitteet. SUR-menetelmä on kuitenkin herkkä summautuvuusrajoitteen vuoksi pois jätettävälle yhtälölle, joten tämän vuoksi estimointiproseduuri on iteroitava (Karagiannis ym., 2000, 31). Estimointi toteutettiin SAS 9.4 -ohjelmiston syslin-proseduurilla.

Parametriestimaatit anniskelun osalta on jätetty ilmoittamatta, sillä nämä eivät olleet yhdenmukaisia kuluttajan teorian kanssa. Malli tuotti pitkällä aikavälillä tulokseksi positiiviset kompensoidut kysynnän hintajoustopot sekä viinille että miedoille, mikä on luvussa 2.3 esitellyn kysyntäfunktion negatiivisuusominaisuuden vastaista. Kun hyötytaso pidetään vakiona, hinnan nousun tulisi johdattaa aina kysynnän pienentymiseen vähintään samana pysymiseen. Mallia, joka tuottaa positiivisia oman hinnan joustoja, ei voi siis kuluttajan teorian perusteella katsoa kuvaavan pitkän aikavälin tasapainoa. Syynä mallin epäonnistumiseen voidaan mahdollisesti pitää huomattavasti vähittäismyyntiä ja kokonaiskulutusta vähäisempää vaihtelua anniskelun hinnoissa, kuten kuviosta 4.1 huomataan. Verojen muutoksilla on ollut huomattavasti pienempi vaikutus anniskelun hintoihin kuin vähittäismyyntin ja kokonaiskulutuksen, mikä aiheuttaa sen, että hintojen kasvu on anniskelun osalta melko tasaista. Anniskelulle voidaan kuitenkin laskea joustoestimaatit kokonaiskulutuksen ja vähittäismyyntin estimaattien avulla. Tähän palataan luvussa 4.2.3.

Taulukoissa 4.4 ja 4.5 ovat parametriestimaatit alkoholin kokonaiskulutuksen ja vähittäismyyntin juomaryhmittäisille AIDS-malleille. Taulukossa 4.6 ovat parametriestimaatit koko vähittäismyyntin ja anniskelun mallille. Taulukot 4.4, 4.5 ja 4.6 ovat jaettu erikseen yhtälöstä 4.1 laskettaviin pitkän aikavälin parametriestimaatteihin (taulukot 4.4a, 4.5a ja 4.6a) sekä yhtälöstä 4.3 laskettaviin lyhyen aikavälin (taulukot 4.4b, 4.5b ja 4.6b) parametriestimaatteihin.

Alkoholin kokonaiskulutuksen osalta taulukosta 4.4a huomataan, että pitkällä aikavälillä mietojen ja väkevien oman hinnan parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä 1 %:n riskitasolla. Viinin oma hinta ei saa tilastollisesti merkitsevää parametriestimaattia taulukossa 4.4a. Ristihintojen parametreista tilastollisesti merkitseviä ovat viinin ja mietojen välinen ristihinnan parametri. Ristihinnoissa huomataan symmetriarajoitteen vaikutus. Rajoitteen vuoksi esimerkiksi viinin hinnan parametri mietojen yhtälössä on yhtä suuri kuin mietojen hinnan parametri viinin yhtälössä. Kulutusmenot eivät saa yhdessäkään taulukon 4.4a yhtälöissä tilastollisesti merkitsevää parametria. Kulutusmenojen kohdalla positiivinen parametri viittaa ylellisyshyödykkeeseen ja negatiivinen joko välttämättömyshyödykkeeseen tai inferioriseen hyödykkeeseen. Ylellisyshyödykkeellä tarkoitetaan hyödykettä, jonka kysyntä kasvaa menojen kasvaessa enemmän kuin menot. Välttämättömyshyödykkeellä tarkoitetaan hyödykettä, jonka kysyntä kasvaa menojen kasvaessa, mutta kysynnän kasvu on pienempää kuin menojen kasvu. Inferiorisen hyödykkeen kysyntä pienenee menojen kasvaessa.

Taulukossa 4.4a tilastollisesti merkitsevät vakiotekijä ja aikatrendi viittaavat väkevien yhtälön osalta siihen, että saattaa olla olemassa hintojen ja kulutusten lisäksi tekijöitä, jotka selittävät väkevien kysyntää. Näitä voivat olla esimerkiksi ajanjaksolla tapahtuneet muutokset kulutustottumuksissa tai alkoholin matkustajatuonti. Vakio ja aikatrendi eivät ole tilastollisesti merkitseviä viinin ja mietojen yhtälöissä.

Muuttujat D_t ovat dummy-muuttujia, joilla pyritään poistamaan poikkeavien havaintojen vaikutus joustoestimaateista. Tilastointitavasta johtuen vähittäiskaupan ja ravintoloiden ennen veronkorotusta varastoimat alkoholijuomat katsotaan kulutetuksi silloin, kun ne siirtyvät valmistajilta, tukkumyyjiltä ja maahantuojilta vähittäiskaupalle (Terveyden ja hyvinvoinninlaitos, 2016a). Dummy-muuttujia on kokeiltu tästä syystä kokeiltu veronkorotusta edeltäville periodeille, ja mikäli nämä muuttujat olivat tilastollisesti merkitseviä, jätettiin ne yhtälöön. Dummy-muuttujia kokeiltiin myös vuoden 2013 kaikille periodeille, koska vuosi sisälsi poikkeavia havaintoja, joille etenkin lyhyen aikavälin joustoestimaatit olivat herkkiä. Dummy-muuttujat on jätetty yhtälöön, mikäli ne olivat tilastollisesti merkitseviä. Näissä tapauksissa muuttujat lisättiin sekä lyhyen että pitkän aikavälin yhtälöön.

Kokonaiskulutuksen juomaryhmittäiseen malliin lisätyt dummy-muuttujat ovat vuoden 2013 ensimmäiselle ja neljännelle vuosineljännekselle. Molemmat muuttujat lisättiin viinin yhtälöön, kun taas mietojen yhtälöön lisättiin vain muuttuja vuoden 2013 ensimmäiselle vuosineljännekselle. Väkevien yhtälössä yksikään dummy-muuttujista ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Parametriestimaattien perusteella viinin ja mietojen kulutus oli poikkeuksellisen korkeaa vuoden 2013 ensimmäisellä vuosineljänneksellä ja viinin kulutus oli poikkeuksellisen matalaa vuoden 2013 viimeisellä vuosineljänneksellä.

Taulukosta 4.4a huomataan, että R^2 -arvo alkoholin kokonaiskulutuksen juomaryhmittäiselle mallille on huomattavan korkea (0,95). Korkean R^2 -arvon saaminen on kuitenkin tyypillistä yhteisintegroituneille yhtälöille. Virhetermien autokorrelaatiota on tässä tutkimuksessa tarkasteltu Ljung-Box-testillä (Ljung & Box, 1978), jonka nollihypoteesina on, että virhetermit eivät ole autokorreloituneita. Testi on jakautunut X^2 -jakauman mukaisesti. Ljung-Box-testi hylkää nollihypoteesin 1 %:n riskitasolla väkevien ja viinin yhtälössä, joten yhtälöiden virhetermit ovat autokorreloituneita. Mietojen yhtälössä testisuure tukee nollihypoteesia autokorrelaation puutteesta. Virhetermien autokorrelaatio saattaa viitata siihen, että yhtälö on viiverakenteen ja puolesta väärin spesifioitu tai, että yhtälöstä puuttuu selittäviä muuttujia. Optimaalisen viivemäärän ja muiden sopivien selittävien etsiminen sivuutettiin tässä tutkimuksessa.

Alkoholin juomaryhmittäisen kokonaiskulutuksen lyhyen aikavälin parametriestimaatit ovat taulukossa 4.4b. Estimaateista huomataan, että yksikään oman hinnan parametreista ei ole tilastollisesti merkitsevä. Ristihintojen parametreista vain mietojen ja väkevien välinen parametri on tilastollisesti merkitsevä, ja tämäkin vasta 10 %:n riskitasolla. Kulutusmenojen parametri on merkitsevä 1 %:n riskitasolla sekä väkevien että mietojen lyhyen aikavälin yhtälössä.

Kulutustottumuksia lyhyellä aikavälillä kuvaava viivästetty kulutusosuiden differenssi antaa mielenkiintoisen tuloksen kulutustottumuksista. Viiväste-

tyn kulutuksen parametri estimoituu kaikissa malleissa negatiiviseksi, mikä viittaa siihen, että aiempi kulutus vähentää tämän hetkisen periodin kulutusta. Vastaavan tuloksen saivat Eakins & Gallagher (2003) tutkiessaan alkoholin kulutusta Irlannissa. Edellisen periodin kulutus on tilastollisesti merkitsevä vain viinin yhtälössä. Väkevien ja mietojen yhtälöissä aiemmalla kulutuksella ei näytä olevan merkittävää vaikutusta tämän hetkiseen kulutukseen.

Virheenkorjaustermi saa kaikissa yhtälöissä tilastollisesti merkitsevän parametrin, mikä Banerjeen, Doladon, Hendryn ja Smithin (1986) sekä Kremersin, Ericssonin ja Doladon (1992) tutkimusten mukaan viittaa siihen, että yhtälöt ovat yhteisintegroituneet. Virheenkorjaustermin parametrin suuruus kertoo nopeudesta, jolla kuluttajat palaavat pitkän aikavälin tasapainoon. Esimerkiksi mietojen yhtälössä 88% edellisen periodin poikkeamasta pitkän aikavälin tasapainoon korjaantuu tällä periodilla. Vastaavasti väkevien yhtälössä 69,1% edellisen periodin virheestä korjaantuu tällä periodilla, ja viinien yhtälössä 53,6%. Karagiannis ym. (2000, 33) toteavat nopean sopeutumisen voivan johtua kulutustottumusten pienestä vaikutuksesta. Tämän tutkimuksen kokonaiskulutuksen mallin parametriestimaatit näyttävät myös viittaavaan tähän. Suurin vaikutus edellisen periodin kulutuksella on viinin yhtälössä, jossa toisaalta virheenkorjaustermin parametriestimaatti on pienin. Vastaavasti väkevien ja mietojen yhtälöissä viivästetyn kulutuksen vaikutus on pienempi ja virheenkorjaustermin parametri on suurempi kuin viinin yhtälössä.

Lyhyen aikavälin malli saa huomattavasti pitkän aikavälin mallia pienemmän R^2 -arvon. Lyhyen aikavälin mallin Ljung-Box-statistiikat viittaavat jokaisen mallin osalta siihen, että yhtälöiden virhetermeissä ei esiinny autokorrelaatiota. Autokorrelaation puute lyhyen aikavälin virhetermistä viittaisi siihen, että malli on oikein spesifioitu viiverakenteen osalta.

TAULUKKO 4.4: Kokonaiskulutuksen juomaryhmittäiset parametriestimaatit

Taulukko 4.4a: Kokonaiskulutuksen pitkän aikavälin parametriestimaatit ¹			
Muuttuja	Yhtälö		
	Väkevät	Viini	Miedot
	Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Parametriestimaatti (Keskivirhe)
Vakio	0,003539*** (0,000478)	0,000265 (0,000371)	0,002379 (0,001617)
$\ln(p_{\text{väkevät}})$	0,003619*** (0,001117)	-0,00024 (0,000722)	-0,00176 (0,002071)
$\ln(p_{\text{viini}})$	-0,00024 (0,000722)	-0,00043 (0,002610)	0,004190** (0,001738)
$\ln(p_{\text{miedot}})$	-0,00176 (0,002071)	0,004190** (0,001738)	0,016976*** (0,006062)
$\ln(m/P)$	0,000811 (0,003390)	0,003992 (0,002508)	-0,01026 (0,011053)
Aikatrendi	-0,00012*** (0,000016)	-0,00000871 (0,000012)	-0,00008 (0,000053)
$D_{1/2013}$	-	0,001103*** (0,000240)	0,002534** (0,001241)

$D_{4/2013}$	-	-0,00109*** (0,000200)	-
Ljung-Box	23,18***	38,02***	7,88
R^2 (systeemi)	0,9529		
Taulukko 4.4b: Kokonaiskulutuksen lyhyen aikavälin parametriestimaatit			
	Yhtälö		
	Väkevät	Viini	Miedot
Muuttuja	Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Parametriestimaatti (Keskivirhe)
$\Delta \ln(p_{\text{väkevät}})$	0,001541 (0,002356)	0,000393 (0,001699)	0,007756* (0,004571)
$\Delta \ln(p_{\text{viini}})$	0,000393 (0,001699)	0,004190 (0,0047219)	0,006228 (0,004091)
$\Delta \ln(p_{\text{miedot}})$	0,007756* (0,004571)	0,006228 (0,004091)	0,004788 (0,015382)
$\Delta \ln(m/P)$	-0,00929*** (0,002970)	-0,00292 (0,002409)	-0,01522*** (0,012650)
$\Delta w_{i,t-1}$	-0,02382 (0,108547)	-0,39971*** (0,070745)	-0,16851 (0,128122)
ε_{t-1}	-0,69145*** (0,134202)	-0,53620*** (0,134256)	-0,88077*** (0,201992)
$D_{1/2013}$	-	0,001167*** (0,000254)	0,002867** (0,001360)
$D_{4/2013}$	-	-0,00106*** (0,000215)	-
Ljung-Box	10,22	6,06	8,03
R^2 (systeemi)	0,6374		

¹ Taulukossa tähdet ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 1 %:n (***), 5 %:n (**) ja 10 %:n (*) riskitasolla.

Taulukossa 4.5 ovat parametriestimaatit vähittäismyynnin pitkän ja lyhyen aikavälin malleille. Kuten kokonaiskulutuksen mallissa, myös vähittäismyynnin mallissa väkevien ja mietojen oman hinnan parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä 1 %:n riskitasolla. Niin ikään kokonaiskulutuksen mallin tavoin viinin oman hinnan parametri ei poikkea vähittäismyynnin pitkän aikavälin mallissa tilastollisesti merkittävästi nolasta. Ristihintojen parametreista mietojen ja viinien välinen parametri on tilastollisesti merkittävä 1 %:n riskitasolla ja väkevien ja viinin välinen parametri 10 %:n riskitasolla. Kulutusmenojen parametri on tilastollisesti merkittävä vain viinin yhtälössä ja tässäkin vasta 10 %:n riskitasolla. Kaikkien juomaryhmien kulutusmenojen parametrit ovat taulukossa 4.5a positiivisia, mikä viittaa siihen, että juomaryhmät ovat vähittäismyynnin mallissa pitkällä aikavälillä ylellisyyshyödykeitä.

Aikatrendi ja vakio ovat jokaisessa taulukon 4.5a yhtälössä tilastollisesti merkitseviä vähintään 10 %:n riskitasolla, mikä voi viitata siihen, että juomaryhmien kysyntään vaikuttavat hintojen ja kulutusmenojen ulkopuoliset tekijät, kuten kulutustottumukset. Vähittäismyynnin malliin on lisätty kokonaiskulutuksen mallissa olleiden vuoden 2013 dummy-muuttujien lisäksi kaksi ylimääräistä

dummy-muuttujaa vuoden 2009 kolmannelle vuosineljännekselle sekä vuoden 2011 viimeiselle vuosineljännekselle. Nämä lisätyt muuttujat olivat tilastollisesti merkitseviä mietojen yhtälössä. Tämä saattaa johtua siitä, että vuoden 2009 lokakuussa ja vuoden 2012 tammikuussa tapahtuneet veromuutokset ovat aiheuttaneet mietojen juomien varastointia edeltävillä periodeilla. Dummy-muuttujia on vain viinin ja mietojen yhtälössä, sillä kokonaiskulutuksen mallin tavoin yksikään dummy-muuttujista ei ollut tilastollisesti merkitsevä väkevien yhtälössä.

Pitkän aikavälin malli vähittäismyynnille saa kokonaiskulutuksen tavoin hyvin korkean R^2 -arvon. Ljung-Box-testi hylkää nollahypoteesin siitä, että virhetermit eivät ole autokorreloituneita väkevien ja viinin yhtälöissä 1 %:n riskitasolla. Mietojen yhtälössä nollahypoteesi voidaan hylätä vasta 10 %:n riskitasolla.

Lyhyen aikavälin parametriestimaatit vähittäismyynnille ovat taulukossa 4.5b. Vähittäismyynnin lyhyen aikavälin mallissa oman hinnan parametreista vain väkevien oman hinnan parametri on tilastollisesti merkitsevä. Ristihintojen parametreista väkevien ja mietojen välinen parametri on tilastollisesti merkitsevä 1 %:n riskitasolla ja viinin ja mietojen välinen parametri 10 %:n riskitasolla. Kulutusmenojen parametri on tilastollisesti merkitsevä vain väkevien yhtälössä.

Viivästetyn kulutuksen differenssit ovat vähittäismyynnin mallissa tilastollisesti merkitseviä viinin ja mietojen yhtälöissä. Kuten kokonaiskulutuksen mallissa, myös vähittäiskulutuksen mallissa aiemman kulutuksen parametrit saavat negatiivisen etumerkin. Tämän perusteella aiempi kulutus siis vähentää nykyistä kulutusta. Kaikkien virheenkorjaustermien parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä 1 %:n riskitasolla ja saavat kokonaiskulutuksen tavoin melko suuria arvoja, jolloin palautuminen pitkän aikavälin tasapainoon tapahtuu mallin perusteella nopeasti.

Vähittäismyynnin lyhyen aikavälin malli saa kokonaiskulutuksen lyhyen aikavälin mallia korkeamman selitysasteen. Toisaalta kokonaiskulutuksen mallista poiketen vähittäiskulutuksen mallin väkevien lyhyen aikavälin yhtälössä virhetermit ovat autokorreloituneet Ljung-Box-testin perusteella.

TAULUKKO 4.5: Vähittäismyynnin juomaryhmittäiset parametriestimaatit

Taulukko 4.5a: Vähittäismyynnin pitkän aikavälin parametriestimaatit ¹			
Muuttuja	Yhtälö		
	Väkevät	Viini	Miedot
	Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Parametriestimaatti (Keskivirhe)
Vakio	0,002618*** (0,000274)	0,000446** (0,000242)	0,001756* (0,000893)
$\ln(p_{\text{väkevät}})$	0,004452*** (0,000565)	-0,00074* (0,000434)	0,000484 (0,001206)
$\ln(p_{\text{viini}})$	-0,00074* (0,000434)	0,000222 (0,001675)	0,004278*** (0,001114)
$\ln(p_{\text{miedot}})$	0,000484 (0,001206)	0,004278*** (0,001114)	0,010258*** (0,003353)

ln(m/P)	0,001782 (0,002213)	0,003838* (0,001941)	0,005766 (0,007084)
Aikatrendi	-0,00009*** (8,927E-6)	-0,00001* (7,901E-6)	-0,00006** (0,000029)
D _{3/2009}	-	-	0,001574** (0,000614)
D _{4/2011}	-	-	0,001483** (0,000616)
D _{1/2013}	-	0,000905*** (0,000186)	0,001917** (0,000793)
D _{4/2013}	-	-0,00091*** (0,000148)	-
Ljung-Box	24,06***	29,32***	11,56*
R ² (systeemi)	0,9577		

Taulukko 4.5b: Vähittäismyynnin lyhyen aikavälin parametriestimaatit

Muuttuja	Yhtälö		
	Väkevät	Viini	Miedot
	Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Parametriestimaatti (Keskivirhe)
$\Delta \ln(p_{\text{väkevät}})$	0,002361** (0,001097)	-0,00022 (0,000952)	0,008005*** (0,002293)
$\Delta \ln(p_{\text{viini}})$	-0,00022 (0,000952)	0,002162 (0,003053)	0,004765* (0,002385)
$\Delta \ln(p_{\text{miedot}})$	0,008005*** (0,002293)	0,004765* (0,002385)	-0,00784 (0,007407)
$\Delta \ln(m/P)$	-0,00487** (0,001959)	-0,00228 (0,001911)	-0,00558 (0,008348)
$\Delta w_{i,t-1}$	-0,01193 (0,086584)	-0,44570*** (0,068810)	-0,26783** (0,126240)
ε_{t-1}	-0,75603*** (0,131913)	-0,42824*** (0,142347)	-0,79664*** (0,205142)
D _{3/2009}	-	-	0,001907** (0,000738)
D _{4/2011}	-	-	0,001939*** (0,000689)
D _{1/2013}	-	0,001002*** (0,000204)	0,002007** (0,000927)
D _{4/2013}	-	-0,00092*** (0,000164)	-
Ljung-Box	14,81**	7,61	6,74
R ² (systeemi)	0,7103		

¹ Taulukossa tähdet ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 1 %:n (***), 5 %:n (**) ja 10 %:n (*) riskitasolla.

Taulukossa 4.6 ovat parametriestimaatit koko vähittäismyynnin ja anniskelun mallille. Taulukko 4.6a sisältää pitkän aikavälin estimaatit ja taulukko 4.6b lyhyen aikavälin. Pitkän aikavälin parametriestimaateissa vakiotekijä ei ole tilastollisesti merkitsevä kummassakaan yhtälössä. Aikatrendi on merkitsevä vain

anniskelun yhtälössä. Dummy-muuttujat veromuutoksille eivät olleet tilastollisesti merkitseviä koko vähittäismyynnin ja anniskelun mallissa.

Sekä vähittäismyynnin että anniskelun oman hinnan parametriestimaatit taulukossa 4.6a ovat tilastollisesti merkitseviä 1 %:n riskitasolla. Anniskelun ja vähittäismyynnin välisen ristihinnan parametri ei kuitenkaan poikkea tilastollisesti merkitsevästi nollassa. Kulutusmenojen parametriestimaatti poikkeaa tilastollisesti merkitsevästi nollassa vain anniskelun yhtälössä. Anniskelun yhtälön kohdalla kulutusmenojen parametri on negatiivinen, mikä viittaa siihen että anniskelu on joko välttämättömyyshyödyke tai inferiorinen hyödyke. Vähittäismyynnin osalta kulutusmenojen parametri viittaa ylellisyshyödykkeeseen, mutta parametri ei ole tilastollisesti merkitsevä.

Koko vähittäismyynnin ja anniskelun pitkän aikavälin AIDS-malli saa korkean selitysasteen, joskin hieman matalamman kuin kokonaiskulutuksen juomaryhmittäisessä mallissa. Ljung-Box-testin perusteella pitkän aikavälin mallissa vähittäismyynnin yhtälön virhetermit ovat autokorreloituneet. Testi hylkää nollahypoteesin virhetermien autokorrelaation puutteesta vähittäismyynnin yhtälössä 1 %:n riskitasolla. Anniskelun yhtälössä nollahypoteesi voidaan hylätä vasta 10 %:n riskitasolla.

Taulukossa 4.6b lyhyen aikavälin mallin hintojen parametreista vain vähittäismyynnin oman hinnan parametri on tilastollisesti merkitsevä ja sekin vasta 10 %:n riskitasolla. Lyhyellä aikavälillä kulutusmenojen parametri on tilastollisesti merkitsevä anniskelun yhtälössä 5 %:n riskitasolla. Vähittäismyynnin yhtälössä kulutusmenot eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Kulutusmenojen parametri on molemmissa lyhyen aikavälin yhtälöissä negatiivinen.

Kulutustottumuksia kuvaava viivästetyn kulutusosuuden differenssi saa vähittäismyynnin yhtälössä negatiivisen tilastollisesti merkitsevän parametrin. Anniskelun yhtälössä viivästetty kulutus saa niin ikään negatiivisen parametrin, mutta tämä ei ole tilastollisesti merkitsevä. Kuten juomaryhmittäisissä malleissa, myös koko vähittäismyyntiä ja anniskelua tarkasteltaessa aiempi kulutus näyttäisi mallin perusteella vähentävän tämän hetkistä kulutusta. Virheenkorjaus-termien parametrit ovat molemmissa yhtälöissä merkitseviä ja saavat hieman pienempiä arvoja kuin juomaryhmittäisissä malleissa. Parametrien perusteella vähittäismyynnin yhtälössä noin 31 % edellisen periodin poikkeamasta pitkän aikavälin tasapainosta tulee korjattua tämän hetkiselällä periodilla. Anniskelun yhtälössä noin 56 % edellisen periodin poikkeamasta korjautuu tällä periodilla. Virheenkorjausmekanismi näyttää jälleen toimivan sitä nopeammin, mitä pienemmät ovat kulutustottumusten vaikutukset.

Koko vähittäismyynnin ja anniskelun lyhyen aikavälin malli saa huomattavasti juomaryhmittäisiä malleja pienemmän selitysasteen. Mallissa ei ole Ljung-Box-testin perusteella autokorrelaatiota. Vähittäismyynnin yhtälössä Ljung-Box-testi hylkää nollahypoteesin autokorrelaation puutteesta vasta 10 %:n riskitasolla ja anniskelun yhtälössä ei edes tällä.

TAULUKKO 4.6: Vähittäismyynnin ja anniskelun parametriestimaatit

Taulukko 4.6a: Vähittäismyynnin ja anniskelun pitkän aikavälin parametriestimaatit ¹		
	Yhtälö	
Muuttuja	Vähittäismyynti Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Anniskelu Parametriestimaatti (Keskivirhe)
Vakio	-0,00069 (0,002128)	0,002131 (0,000862)
$\ln(p_{\text{vähittäismyynti}})$	0,028997*** (0,005955)	0,002243 (0,001937)
$\ln(p_{\text{anniskelu}})$	0,002243 (0,001937)	0,012929*** (0,004166)
$\ln(m/P)$	0,011604 (0,016372)	-0,01813*** (0,004877)
Aikatrendi	0,000023 (0,000069)	-0,00007*** (0,000028)
Ljung-Box	22,58***	11,54*
R ² (systeemi)	0,89	
Taulukko 4.6b: Vähittäismyynnin ja anniskelun lyhyen aikavälin parametriestimaatit		
	Yhtälö	
Muuttuja	Vähittäismyynti Parametriestimaatti (Keskivirhe)	Anniskelu Parametriestimaatti (Keskivirhe)
$\Delta \ln(p_{\text{vähittäismyynti}})$	0,021704* (0,012216)	0,004445 (0,003578)
$\Delta \ln(p_{\text{anniskelu}})$	0,004445 (0,003578)	-0,00501 (0,006165)
$\Delta \ln(m/P)$	-0,01354 (0,016652)	-0,01184** (0,005184)
$\Delta w_{i,t-1}$	-0,29001** (0,120560)	-0,08090 (0,106728)
ε_{t-1}	-0,30907** (0,146656)	-0,55976*** (0,122931)
Ljung-Box	10,66*	4,92
R ² (systeemi)	0,34	

¹ Taulukossa tähdet ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 1 %:n (***), 5 %:n (**) ja 10 %:n (*) riskitasolla.

Pitkän aikavälin parametrien tilastollista merkitsevyyttä testattaessa on huomioidava, että parametreilla on asymptoottinen t-jakauma vain, jos selittävät muuttujat ovat eksogeenisiä ja eivätkä virhetermit ole autokorrelloituneita (Enders, 2010, 380). Ljung-Box-testin perusteella autokorrelaatiota on lähes kaikkien yhtälöiden virhetermeissä. Poikkeuksena ovat mietojen yhtälöt kokonaiskulutuksen ja vähittäismyynnin malleissa sekä koko anniskelun ja vähittäismyynnin mallissa anniskelun yhtälö. Phillips ja Hansen (1990) ovat kehittäneet Fully Modified Ordinary Least Squares (FM-OLS) -nimellä tunnetun menetel-

män, jolla autokorrelaatio voidaan huomioida t-arvoja laskettaessa. FM-OLS ei kuitenkaan sovellu tähän tutkimukseen, koska tutkimuksen mallit estimoitii SUR-menetelmällä eikä pienimmän neliösumman menetelmällä. Autokorrelaation vaikutuksen huomioiminen SUR-menetelmän tuottamiin t-arvoihin olisi tämän tutkimuksen kannalta liian vaativaa, joten se on jätetty tekemättä.

4.2.3 AIDS-mallin joustoestimaatit

Koska mallin parametreille ei ole selkeää tulkintaa, on mielekkäämpää tarkastella joustoarvoja. Sekä hinta- että menojoustopot ovat laskettavissa AIDS-mallin parametreista. Kompensoimattomat eli marshallilaiset kysynnän hintajoustopot saadaan laskettua seuraavan kaavan avulla:

$$e_{ij}^u = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} w_j, \quad (4.4)$$

jossa δ_{ij} on Kroeneckerin delta. Kroeneckerin delta saa arvon 1, jos $i=j$, ja arvon 0, jos $i \neq j$. (Eakins & Gallagher, 2003, 1026.)

Menojoustopot lasketaan seuraavasti:

$$e_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (4.5)$$

Kompensoitu eli hicksiläinen kysynnän hintajoustopot saadaan laskettua Slutskyn yhtälön (2.22) mukaisesti kompensoitujen kysynnän hintajoustopot, menojoustopot ja hyödykkeen kulutusosuuden avulla:

$$e_{ij}^c = e_{ij}^u + e_i w_j \quad (4.6)$$

Joustoestimaattien kaavoista huomataan, että mikäli oman hinnan parametriestimaatti ei poikkea tilastollisesti merkitsevästi nolasta, kompensoitu kysynnän hintajoustopot estimaatti ei poikkea tilastollisesti merkitsevästi -1:stä. Vastaavasti ristijoustopot estimaatti ei poikkea tilastollisesti merkitsevästi nolasta, ellei hyödykkeen j hinnan parametri poikkea tilastollisesti merkittävästi nolasta hyödykkeen i yhtälössä. Menojoustopot kaavasta huomataan, että mikäli kulutusmenojen parametri ei poikkea tilastollisesti merkittävästi nolasta, menojoustopot estimaatti ei poikkea tilastollisesti merkitsevästi yhdestä.

Hyödykkeet luokitellaan usein niiden kysynnän hintajoustopot mukaan joustaviin ja joustamattomiin. Joustavan hyödykkeen kysynnän hintajoustopot on pienempi kuin -1. Joustavan hyödykkeen kysynnän muutos on siis suurempi kuin hinnan muutos. Joustamattoman hyödykkeen kysynnän hintajoustopot on pienempi kuin 0, mutta suurempi kuin -1. Joustamattoman hyödykkeen kysyntä muuttuu siis vähemmän kuin hinta.

Hyödykkeitä voidaan luokitella myös niiden menojoustopot (tai tulojoustopot) mukaan ylellisyshyödykkeisiin, välttämättömyshyödykkeisiin ja inferiorisiin

hyödykkeisiin. Ylellisyshyödykkeen menojousto on suurempi kuin 1, eli hyödykkeen kysynnän muutos on suurempi kuin kulutusmenojen muutos. Välttämättömyshyödykkeen menojousto on suurempi kuin nolla ja pienempi kuin 1, jolloin hyödykkeen kysynnän muutos on pienempi kuin kulutusmenojen muutos. Välttämättömyshyödykkeiden ja ylellisyshyödykkeiden kohdalla kulutusmenojen kasvu aiheuttaa kysytyn määrän kasvun, ja näitä hyödykkeitä kutsutaankin yhdessä normaalihyödykkeiksi. Kulutusmenojen kasvu voi kuitenkin aiheuttaa myös kulutetun määrän laskun, jolloin hyödykettä kutsutaan inferioriseksi hyödykkeeksi. Inferiorisen hyödykkeen menojousto on siis negatiivinen.

Kahden hyödykkeen välistä yhteyttä voidaan tutkia ristijoustojen avulla. Ristijousto kertoo, miten hyödykkeen i kysyntä reagoi muutokseen hyödykkeen j hinnassa. Positiivinen ristijousto tarkoittaa, että hyödykkeen i hinnan nousu kasvattaa hyödykkeen j kysyntää. Hyödykkeiden kulutus on tällöin toisiaan korvaavaa, eli hyödykkeet ovat substituutteja. Negatiivinen ristijousto tarkoittaa, että hyödykkeen i hinnan nousu vähentää myös hyödykkeen j kulutusta. Hyödykkeiden sanotaan tällöin olevan komplementteja. Mikäli ristijousto on arvoltaan nolla, on hyödykkeiden kulutus toisistaan riippumatonta.

Edellisen luvun parametriestimaateista lasketut joustoestimaatit ovat esitettyinä taulukoissa 4.7-4.9. Taulukot 4.7-4.9 ovat edellisen luvun parametriestimaattien taulukoiden tapaan jaettu osiin a ja b pitkän ja lyhyen aikavälin estimaateille. Taulukoissa on ilmoitettu sekä kompensoidut hintajoustit että menojoustit. Taulukoissa hintajoustojen tulkinta menee siten, että sarake kertoo hyödykkeen, jonka kysyntää tarkastellaan, ja rivi kertoo hyödykkeen, jonka hinta muuttuu. Joustoestimaattien tilastollista merkitsevyyttä on parametriestimaattien tavoin ilmaistu taulukoissa tähdillä.

Taulukossa 4.7 ovat kokonaiskulutuksen joustoestimaatit juomaryhmittäin. Taulukon 4.7a pitkän aikavälin menojoustojen perusteella väkevät ja viini ovat ylellisyshyödykkeitä, kun taas miedot ovat välttämättömyshyödykkeitä. Yksikään menojoustoista ei kuitenkaan poikkea tilastollisesti merkitsevästi yhdestä. Kysynnän hintajoustojen perusteella väkevien ja mietojen kysyntä on joustamatonta oman hinnan suhteen. Väkevien kysynnän hintajouston estimaatiksi saadaan -0,72 ja mietojen vastaavaksi estimaatiksi -0,40. Molemmat estimaatit poikkeavat -1:stä 1 %:n riskitasolla. Viinin kysynnän hintajouston estimaatiksi saadaan -1,06, eli tämän perusteella viini olisi joustava hyödyke. Estimaatti ei kuitenkaan poikkea tilastollisesti merkittävästi -1:stä. Ristijoustoista väkevien ja viinien sekä väkevien ja mietojen väliset ristijoustit ovat lähellä nollaa eivätkä ole tilastollisesti merkitseviä. Väkevien kulutus näyttäisi siis olevan riippumatonta viinin ja mietojen kulutuksesta. Viinin ja mietojen väliset ristijoustit puolestaan ovat tilastollisesti merkitseviä ja ilmaisevat, että viini ja miedot ovat substituutteja. Yhden prosentin hinnan nousu viinissä kasvattaa mietojen kysyntään 0,14 prosentilla. Vastaavasti yhden prosentin hinnan nousu miedoissa kasvattaa viinin kysyntää 0,7 prosentilla.

TAULUKKO 4.7: Kokonaiskulutuksen joustoestimaatit juomaryhmittäin

Taulukko 4.7a: Kokonaiskulutuksen pitkän aikavälin joustoestimaatit juomaryhmittäin ¹				
	Kompensoidut hintajoustopot			Menojousto
	Väkevät	Viini	Miedot	
Väkevät	-0,72***	-0,02	-0,05	1,06
Viini	-0,01	-1,06	0,14**	1,58
Miedot	-0,08	0,70**	-0,40***	0,66

Taulukko 4.7b: Kokonaiskulutuksen lyhyen aikavälin joustoestimaatit juomaryhmittäin				
	Kompensoidut hintajoustopot			Menojousto
	Väkevät	Viini	Miedot	
Väkevät	-0,87	0,08	0,27*	0,31***
Viini	0,03	-0,38	0,21	0,58
Miedot	0,62*	0,99	-0,81	0,49***

¹ Taulukossa tähdet ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 1 %:n (***), 5 %:n (**) ja 10 %:n (*) riskitasolla.

Lyhyen aikavälin joustoestimaatit taulukossa 4.7b poikkeavat monilta osin pitkän aikavälin estimaateista. Menojoustopot perusteella kaikki juomaryhmät ovat lyhyellä aikavälillä välttämättömyyshyödykkeitä. Viini ja väkevät siis muuttuvat välttämättömyyshyödykkeestä lyhyellä aikavälillä ylellisyshyödykkeeksi pitkällä aikavälillä. Miedot ovat välttämättömyyshyödyke sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä, mutta joustoarvo on lyhyellä aikavälillä noin kaksi kertaa pienempi. Lyhyellä aikavälillä miedot siis reagoivat enemmän hinnan muutoksiin kuin pitkällä aikavälillä. Menojoustopot väkevien ja mietojen estimaatit poikkeavat tilastollisesti merkitsevästi yhdestä. Kysynnän hintajoustopot perusteella kaikki juomaryhmät ovat joustamattomia, mutta yksikään joustoestimaateista ei ole tilastollisesti merkitsevä. Toisin kuin pitkällä aikavälillä, lyhyellä aikavälillä väkevät ja miedot ovat ristijoustopot perusteella substituutteja. Väkevien ja mietojen ristijoustopot estimaatti on tilastollisesti merkitsevä 10 %:n riskitasolla. Niin ikään viini ja miedot ovat lyhyen aikavälin ristijoustopot perusteella toistensa substituutteja, mutta tämä estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä.

Taulukossa 4.8 ovat joustoestimaatit vähittäismyynnille juomaryhmittäin. Vähittäismyynnin joustoestimaatit ovat samankaltaisia kuin kokonaiskulutuksen, sillä vähittäismyynnin osuus alkoholin kokonaiskulutuksesta on suuri. Taulukon 4.8a pitkän aikavälin joustoestimaateista huomataan, että menojoustoperusteella kaikki juomaryhmät ovat ylellisyshyödykkeitä. Väkevien ja viinin osalta vähittäismyynnin pitkän aikavälin menojoustopot ovat hyvin samankaltaisia kuin kokonaiskulutuksen pitkän aikavälin menojoustopot. Mietojen osalta vähittäismyynnin pitkän aikavälin menojoustopot poikkeaa huomattavasti kokonaiskulutuksen vastaavasta (0,66 vs. 1,33). Kokonaiskulutuksen mallissa miedot juomat ovat välttämättömyshyödykkeitä pitkällä aikavälillä, kun taas vähittäiskulutuksen mallissa miedot ovat ylellisyshyödykkeitä. Menojoustopot vain viinin menojoustopot on tilastollisesti merkitsevä, mutta vasta 10 %:n riskitasolla. Kysynnän hintajoustopot vain viinin ja miedon oman hinnan joustot ovat pitkällä aikavälillä hyvin lähellä kokonaiskulutuksen mallin joustoja. Viini on kuitenkin vähittäiskulutuksen mallissa lievästi joustamaton, kun taas kokonaiskulutuksen mallissa viini on lievästi joustava, mutta kumpikaan estimaateista ei poikkeaa tilastollisesti merkitsevästi -1:stä. Väkevät saavat vähittäismyynnin mallissa kokonaiskulutuksen mallia itseisarvoltaan pienemmän joustoarvon (-0,46 vs. -0,72). Väkevien kysyntä on kuitenkin molemmassa malleissa joustamatonta. Ristijoustopot vain viinin ja mietojen välisen ristijoustopot estimaatti poikkeaa tilastollisesti merkitsevästi nolasta, tosin vasta 10 %:n riskitasolla. Viini ja miedot ovat vähittäismyynnin mallin perusteella substituutteja kokonaiskulutuksen mallin tavoin.

Taulukossa 4.8b ovat vähittäismyynnin lyhyen aikavälin joustoestimaatit. Menojoustopot perusteella kaikki juomaryhmät ovat lyhyellä aikavälillä välttämättömyshyödykkeitä ja pitkällä aikavälillä ylellisyshyödykkeitä. Vähittäismyynnin lyhyen aikavälin menojoustopot ovat lähellä kokonaiskulutuksen vastaavia. Kysynnän hintajoustopot perusteella väkevät ja viini ovat vähittäismyynnin osalta lyhyellä aikavälillä joustamattomia, kun taas miedot ovat joustavia. Vain väkevien oman hinnan joustoestimaatti on tilastollisesti merkitsevä. Mietojen vähittäismyynnin lyhyen aikavälin kysynnän hintajoustopot poikkeaa huomattavasti sekä vähittäismyynnin pitkän aikavälin joustosta että kokonaiskulutuksen lyhyen aikavälin joustosta. Ristijoustopot tilastollisesti merkitsevästi nolasta poikkeaa vain väkevien ja mietojen välinen ristijoustopot, jonka perusteella väkevät ja miedot ovat lyhyellä aikavälillä substituutteja. Myös viini ja miedot ovat ristijoustopot perusteella substituutteja, mutta nämä estimaatit eivät ole tilastollisesti merkitseviä.

TAULUKKO 4.8: Vähittäismyynnin joustoestimaatit juomaryhmittäin

Taulukko 4.8a: Vähittäismyynnin pitkän aikavälin joustoestimaatit juomaryhmittäin ¹				
	Kompensoidut hintajoustopot			Menojousto
	Väkevät	Viini	Miedot	
Väkevät	-0,46***	-0,13	0,04	1,21
Viini	-0,08	-0,95	0,25*	1,72*
Miedot	0,07	0,82*	-0,39***	1,33
Taulukko 4.8b: Vähittäismyynnin lyhyen aikavälin joustoestimaatit juomaryhmittäin				
	Kompensoidut hintajoustopot			Menojousto
	Väkevät	Viini	Miedot	
Väkevät	-0,71**	-0,03	0,47***	0,42**
Viini	-0,02	-0,59	0,28	0,57
Miedot	0,98***	0,93	-1,43	0,68

¹ Taulukossa tähdet ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 1 %:n (***), 5 %:n (**) ja 10 %:n (*) riskitasolla.

Joustoestimaatit koko vähittäismyynnille ja anniskelulle ovat taulukossa 4.9. Taulukon 4.9a pitkän aikavälin menojoustopojen mukaan vähittäismyynti on ylellisyshyödyke, kun taas anniskelu on inferiorinen hyödyke. Vähittäismyynnin menojousto on lähellä taulukon 4.8a vähittäismyynnin juomaryhmien keskiarvoa. Pitkän aikavälin kysynnän hintajoustopot viittaavat siihen, että sekä vähittäismyynti että anniskelu ovat hyvin joustamattomia oman hinnan suhteen. Vähittäismyynnin kysynnän hintajousto on ristiriidassa vähittäismyynnin juomaryhmittäisten hintajoustopojen kanssa. Vähittäismyynnin hintajousto on suurempi kuin taulukon 4.8a vähittäismyynnin juomaryhmien hintajoustopojen kulusosuuksilla painotettu keskiarvo. Eroa saattaa ainakin osaksi selittää juomaryhmien välinen substituutio, mutta ero saattaa viitata myös mallin toimimattomuuteen. Ristijoustopot taulukossa 4.9a viittaavat siihen, että vähittäismyynti ja anniskelu olisivat substituutteja, mutta ristijoustopot ovat lähellä nollaa eivätkä ole tilastollisesti merkitseviä.

Lyhyen aikavälin joustoestimaatit koko vähittäismyynnille ja anniskelulle ovat taulukossa 4.9b. Menojoustopojen perusteella sekä vähittäismyynti että anniskelu ovat välttämättömyshyödykkeitä lyhyellä aikavälillä. Kysynnän hintajoustopot ovat mallissa lyhyellä aikavälillä itseisarvoltaan suurempia kuin pitkällä aikavälillä. Vähittäismyynti on kuitenkin edelleen joustamaton hyödyke, mutta

anniskelu on mallin mukaan lyhyellä aikavälillä joustava. Ristijoustot ovat edelleen melko lähellä nollaa eivätkä tilastollisesti merkitseviä.

TAULUKKO 4.9: Koko vähittäismyynnin ja anniskelun joustoestimaatit

Taulukko 4.9a: Koko vähittäismyynnin ja anniskelun pitkän aikavälin joustoestimaatit ¹			
	Kompensoidut hintajoustot		Menojousto
	Vähittäismyynti	Anniskelu	
Vähittäismyynti	-0,16***	0,17	1,32
Anniskelu	0,08	-0,22***	-0,07***

Taulukko 4.9b: Koko vähittäismyynnin ja anniskelun lyhyen aikavälin joustoestimaatit			
	Kompensoidut hintajoustot		Menojousto
	Vähittäismyynti	Anniskelu	
Vähittäismyynti	-0,36*	0,30	0,62
Anniskelu	0,12	-1,28	0,30**

¹ Taulukossa tähdet ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 1 %:n (***), 5 %:n (**) ja 10 %:n (*) riskitasolla.

Anniskelun juomaryhmittäinen malli ei tuottanut teorian mukaisia tuloksia, joten anniskelun joustoestimaatteja ei voida laskea mallin parametrien avulla. Anniskelulle voidaan kuitenkin laskea oman hinnan joustot sekä menojoustot yksinkertaisesti kokonaiskulutuksen ja vähittäismyynnin juomaryhmittäisten joustojen avulla. Oletetaan kokonaiskulutuksen joustojen olevan vähittäismyynnin ja anniskelun joustojen kulutusosuuksilla painotettu keskiarvo, eli:

$$e_i^k = \frac{w_i^v e_i^v + w_i^a e_i^a}{w_i^k}, \quad (4.7)$$

jossa yläindeksi k viittaa kokonaiskulutukseen, yläindeksi v vähittäismyyntiin ja yläindeksi a anniskeluun. Kaavasta 4.7 voidaan ratkaista anniskelun joustot e_i^a , sillä muut muuttujat ovat tunnettuja. Ratkaisemalla kaava anniskelun joustonsuhteen saadaan:

$$e_i^a = \frac{w_i^k e_i^k - w_i^v e_i^v}{w_i^a} \quad (4.8)$$

Kaavan 4.8 avulla lasketut joustoestimaatit ovat taulukossa 4.10. Anniskelun osalta on ilmoitettu vain pitkän aikavälin oman hinnan joustot eikä menojooustot. Lyhyen aikavälin joustoja ja pitkän aikavälin ristijoustot jätettiin laskematta. Anniskelun pitkän aikavälin menojoustojen perusteella väkevät ja viini ovat välttämättömyshyödykkeitä ja miedot inferiorinen hyödyke. Väkevät ja viini ovat joustavia hyödykkeitä, kun taas mietojen kysyntä on joustamatonta.

TAULUKKO 4.10: Anniskelun pitkän aikavälin joustoestimaatit

	Kompensoitu hintajousto	Menojousto
Väkevät	-1,25	0,75
Viini	-1,64	0,85
Miedot	-0,42	-0,49

4.3 Vertailu aiempaan tutkimukseen

Aiempien tutkimusten osalta mielenkiinnon kohteena ovat sekä Suomessa tehdyt tutkimukset alkoholin kysynnän hinta- ja menojoustoista että ulkomailla tehdyt yhteisintegraatiota hyödyntävät tutkimukset alkoholin joustoista. Valinta on tehty sillä perusteella, että näistä tutkimuksista saadaan mielekkäimmät vertailukohdat tämän tutkimuksen tuottamille alkoholin joustoille. Valitettavasti kyseisten tutkimusten tarkasteltavana oleva ajanjakso kuitenkin rajoittuu viimeistään 2000-luvun alkuun, joten ajanjaksollisesti sopivaa vertailukohtaa ei aiemmista tutkimuksista löydy.

Taulukoissa 4.11-13 on vertailtu tämän tutkimuksen alkoholin kysynnän pitkän aikavälin joustoestimaatteja aiempien tutkimusten estimaatteihin. Taulukoissa on tämän tutkimuksen lisäksi Vihmon (2006), Leppäsen ja Österbergin (2002) sekä Leppäsen (1999) tutkimusten estimaatit alkoholin kysynnän hinta- ja menojoustoille koko vähittäismyynnin ja anniskelun osalta sekä eri juomaryhmille vähittäismyynnin ja anniskelun osalta. Tutkimuksista on taulukoitu vain kysynnän oman hinnan joustot sekä menojooustot. Vihmon (2006) tutkimuksessa joustoestimaatit ovat esitettynä vuosien 1995-2004 keskiarvona, Leppäsen ja Österbergin (2002) tutkimuksessa vuosien 1991-2000 keskiarvona ja Leppäsen (1999) tutkimuksessa vuosien 1988-1997 keskiarvona. Taulukoissa on hyvä huomioida, että tämän tutkimuksen ja aiempien tutkimusten juomaryhmien määritelmässä on eroa. Tässä tutkimuksessa siiderit yhdistettiin oluen ja long drink -juomien kanssa samaan ryhmään, kun taas aiemmissä tutkimuksissa siiderit oli yhdistetty samaan juomaryhmään viinien kanssa.

Taulukossa 4.11 ovat joustoestimaatit koko vähittäismyynnille ja anniskelulle eri tutkimuksissa. Kaikki tutkimukset viittaavat hintajoustoperusteella siihen, että sekä vähittäismyynti että anniskelu olisivat joustamattomia hyödykkeitä. Aiempien tutkimusten hintajoustopot estimoituvat kuitenkin huomattavasti tämän tutkimuksen vastaavia suuremmaksi. Lisäksi aiempien tutkimusten estimaattien perusteella vähittäismyynti on joustavampaa kuin anniskelu, mikä on päin vastainen tulos kuin tässä tutkimuksessa. Menojoustopot ovat vähittäismyynnin osalta lähellä aiempien tutkimuksien estimaatteja, mutta anniskelun menojoustopot eroa aiemmista tutkimuksista merkittävästi. Aiempien tutkimuksien perusteella anniskelu on selkeästi ylellisyshyödyke, kun taas tämän tutkimuksen perusteella anniskelu on inferiorinen hyödyke.

TAULUKKO 4.11: Koko vähittäismyynnin ja anniskelun hinta- ja menojoustopot eri tutkimuksissa.

	Vähittäismyynti		Anniskelu	
	Hintajoustopot	Menojoustopot	Hintajoustopot	Menojoustopot
Ollikainen, 2016 ¹	-0,16	1,32	-0,22	-0,07
Vihmo, 2006	-0,70	1,59	-0,58	1,97
Leppänen & Österberg, 2002	-0,83	1,64	-0,72	1,94
Leppänen, 1999	-0,83	1,68	-0,64	1,89

¹ Taulukon joustot ovat tämän tutkimuksen osalta pitkän aikavälin joustoja.

Joustoestimaatit vähittäismyynnille juomaryhmittäin eri tutkimuksista ovat taulukossa 4.12. Tämän tutkimuksen hintajoustopot miedoille juomille ovat lähes identtiset aiempien tutkimuksien oluiden hintajoustopojen kanssa. Kaikki tutkimukset viittaavat siihen, että miedot juomat ja oluet ovat joustamattomia hyödykkeitä. Myös menojoustopot oluiden ja mietojen osalta ovat tämän ja aiempien tutkimuksien osalta hyvin samankaltaisia. Viinin kohdalla tämän ja aiempien tutkimuksien joustoestimaateissa on eroja. Viini on tämän tutkimuksen perusteella vähittäismyynnin mallissa lievästi joustamaton hyödyke (hintajoustopot on -0,95), kun taas aiemmissä tutkimuksissa viini on joustava hyödyke (hintajoustopot on kaikissa tutkimuksissa pienempi kuin -1,4). Myös viinin menojoustopoissa eri tutkimuksissa on eroja. Tämän tutkimuksen perusteella viini on ylellisyshyödyke vähittäismyynnin mallissa ja menojoustopot on huomattavasti suurempi kuin yhdessäkään aiemmassa. Aiempien tutkimusten joustoestimaatit ovat arvoltaan yhden molemmin puolin, mutta kaikissa tutkimuksissa kuitenkin melko lähellä yhtä. Väkevät ovat vähittäismyynnin osalta aiemmissä tutkimuksissa tämän tutkimuksen tavoin joustamattomia hyödykkeitä, mutta aiempien tutkimusten hintajoustopot ovat arvoltaan huomattavasti pienempiä kuin tämän tutkimuksen. Menojoustopot väkevien osalta taas ovat aiemmissä tutkimuksissa suurempia kuin tässä tutkimuksessa, mutta kaikkien tutkimusten perusteella väkevät juomat ovat vähittäismyynnin osalta ylellisyshyödykkeitä.

Aiemmistä tutkimuksista Leppäsen (1999) malli vähittäismyynnille on tasomuodossa ja muut differenssimuodossa.

TAULUKKO 4.12: Alkoholijuomien vähittäismyynnin hinta- ja menojoustopot eri tutkimuksissa.

	Oluet/Miedot ¹		Viini		Väkevät	
	Hintajoustopot	Menojoustot	Hintajoustopot	Menojoustot	Hintajoustopot	Menojoustot
Ollikainen, 2016 ²	-0,39	1,33	-0,95	1,72	-0,46	1,21
Vihmo, 2006	-0,40	1,15	-1,41	0,95	-0,83	1,57
Leppänen & Österberg, 2002	-0,49	1,31	-1,46	1,02	-0,93	1,86
Leppänen, 1999	-0,43	1,41	-1,65	1,24	-0,96	1,89

¹ Tämän tutkimuksen juomaryhmää "miedot" verrataan aiempien tutkimusten "oluet" -juomaryhmään, joka ei tämän tutkimuksen tavoin sisällä siidereitä. Siiderit sisältyvät aiemmissä tutkimuksissa "viinit" -juomaryhmään.

² Taulukon joustot ovat tämän tutkimuksen osalta pitkän aikavälin joustoja.

Taulukossa 4.13 on vertailtu eri juomaryhmien joustoja anniskelun osalta aiempiin tutkimuksiin. Tämän tutkimuksen anniskelun juomaryhmittäisissä joustoissa huomioitavaa on, ettei niitä saatu estimoimalla, vaan ne laskettiin kaavan 4.8 mukaisesti. Kuten vähittäismyynnin mallissa, myös anniskelun mallissa tämän tutkimuksen mietojen hintajoustopot estimaatti on hyvin lähellä aiempien tutkimusten oluiden hintajoustopot estimaattia. Kaikkien tutkimusten perusteella mietojen ja oluiden kysyntä on anniskelun osalta joustamatonta. Mietojen ja oluiden menojoustopot suhteen estimaateissa on vaihtelua. Tämän tutkimuksen perusteella miedot ovat inferiorinen hyödyke eli menojoustopot on negatiivinen. Muissa tutkimuksissa oluiden menojoustopot on positiivinen, mutta yhden molemmin puolin, eli oluet ovat aiempien tutkimusten perusteella joko välttämättömyshyödykkeitä tai ylellisyshyödykkeitä. Viinin kysyntä on kaikkien tutkimusten perusteella joustavaa, mutta tässä tutkimuksessa viinin hintajoustopot on kuitenkin huomattavasti pienempi kuin aiemmissä tutkimuksissa. Menojoustopot osalta tämä tutkimus poikkeaa aiemmista, sillä tämän tutkimuksen perusteella viini on välttämättömyshyödyke, kun taas aiempien tutkimusten perusteella viini on ylellisyshyödyke. Väkevät ovat kaikkien tutkimusten perusteella joustavia, mutta eri tutkimusten hintajoustopoissa on paljon vaihtelua. Tämä tutkimus antaa väkeville suurimman joustoarvon (-1,25) ja Vihmon (2006) pienimmän (-2,34). Väkevien menojoustopot osalta tämä tutkimus poikkeaa myös huomattavasti aiemmista. Väkevät ovat tämän tutkimuksen perusteella välttämättömyshyödyke, kun taas kaikkien aiempien tutkimusten perusteella väkevät ovat selkeästi ylellisyshyödyke (menojoustopot on kaikissa tutkimuksissa yli 2). Kaikki taulukon 4.13 aiemmista joustoestimaateista on laskettu differenssimuodossa.

toisista malleista, ja toisaalta tämän tutkimuksen tuloksia ei ole saatu estimoida vaan laskemalla ne kokonaiskulutuksen ja vähittäismyynnin estimaattien avulla, joten tulokset eivät ole juurikaan vertailukelpoisia.

Huomattava ero tässä tutkimuksessa verrattuna aiempiin on, että tutkimuksen mallit ovat tasomuodossa, kun taas aiemmissä tutkimuksissa suuri osa malleista oli differenssimuodossa. Mallin valinta perusteltiin tässä tutkimuksessa sillä, että tarkasteltavien aikasarjojen havaittiin olevan yhteisintegroituneita. Aiemmissä tutkimuksissa kuitenkin ei tarkasteltu yhteisintegraatiota, joten tutkimuksien malleista ei voi sanoa olisivatko ne yhteisintegroituneita, ja olisiko tasomalli täten perusteltu. Mangeloja & Pehkonen (2009) tarkastelevat tutkimuksessaan alkoholin kysyntää juomaryhmittäin Suomessa vuosina 1960-2004, ja toteavat oluen, viinin ja väkevien juomien kysyntää kuvaavien yhtälöiden olevan yhteisintegroituneita. Koska tarkasteltava ajanjakso on pitkälti sama kuin Vihmon (2006), Leppäsen ja Österbergin (2002) sekä Leppäsen (1999) tutkimuksissa, olisi yhteisintegraation testaaminen ollut tarpeen myös näissä tutkimuksissa. Yhteisintegroituneen yhtälön mallintaminen differenssimuodossa saattaa johtaa väärin spesifioituun malliin, ja siten vääriin estimaatteihin (Attfield, 1997, 62).

TAULUKKO 4.13: Alkoholijuomien anniskelukulutuksen hinta- ja menojoustot eri tutkimuksissa.

	Oluet/Miedot ¹		Viini		Väkevät	
	Hintajousto	Menojousto	Hintajousto	Menojousto	Hintajousto	Menojousto
Ollikainen, 2016 ²	-0,42	-0,49	-1,64	0,85	-1,25	0,75
Vihmo, 2006	-0,24	0,85	-1,02	1,18	-2,34	2,67
Leppänen & Österberg, 2002	-0,33	1,34	-1,25	1,10	-1,49	3,43
Leppänen, 1999	-0,45	0,97	-1,23	1,12	-1,79	2,42

¹ Tämän tutkimuksen juomaryhmää "miedot" verrataan aiempien tutkimusten "oluet" -juomaryhmään, joka ei tämän tutkimuksen tavoin sisällä siidereitä. Siiderit sisältyvät aiemmissä tutkimuksissa "viinit" -juomaryhmään.

² Taulukon joustot ovat tämän tutkimuksen osalta pitkän aikavälin joustoja.

Taulukossa 4.14 ovat joustoestimaatit kokonaiskulutukselle juomaryhmittäin tarkasteltuna eri tutkimuksista. Taulukkoon on sisällytetty taulukoissa 4.11-4.13 olevien tutkimusten lisäksi Mangelojan ja Pehkosen (2009) ja Selvanathanin (1991) tutkimukset. Mangeloja ja Pehkonen (2009) tutkivat alkoholin kysyntää ja saatavuutta Suomessa vuosina 1960-2004. Selvanathan puolestaan (1991) estimoit eri juomaryhmille hintajoustot vuosille 1969-1983 Rotterdam-mallin avulla. Muista tutkimuksista huomioitavaa on jälleen se, että Leppäsen (1999) malli on tasomuotoinen, kun taas Vihmon (2006) sekä Leppäsen ja Österbergin (2002) mallit ovat differenssimuodossa.

Taulukosta 4.14 huomataan, että mietojen ja oluiden hintajoustoprojektioita ovat jälleen melko yhdenmukaisia. Miedot ja oluet saavat kaikissa tutkimuksissa suurimman hintajoustoprojektioita. Mietojen ja oluiden menojoustoprojektioissa sen sijaan on suurta vaihtelua. Esimerkiksi Mangelojan ja Pehkosen (2009) tutkimuksen mukaan oluet ovat inferiorinen hyödyke, tämän tutkimuksen ja Selvanathanin (1991) tutkimusten perusteella miedot ja oluet ovat välttämättömyyshyödykkeitä ja muiden tutkimusten perusteella ylellisyshyödykkeitä. Viinin kohdalla eri tutkimuksien joustoprojektioita on niin ikään huomattavaa vaihtelua sekä hinta- että menojoustoprojektioita kohdalla. Hintajoustoprojektioita viittaavat eri tutkimuksissa sekä joustavaan että joustamattomaan hyödykkeeseen ja menojoustoprojektioita sekä välttämättömyyshyödykkeeseen että ylellisyshyödykkeeseen. Väkevien hintajoustoprojektioita vaihtelevat niin ikään joustavasta joustamattomaan, mutta kaikkien tutkimuksien menojoustoprojektioita viittaavat ylellisyshyödykkeeseen.

Erot joustoprojektioissa tämän ja aiempien tutkimusten välillä voivat johtua todellisesta kulutuskäyttäytymisen muutoksesta, mutta myös eroista mallien välillä. Kulutuskäyttäytyminen on voinut olla erilaista aiempien tutkimusten tarkasteltavana ajanjaksona esimerkiksi tiukemman alkoholin saatavuutta rajoittavan lainsäädännön vuoksi¹.

TAULUKKO 4.14: Alkoholiuomien kokonaiskulutuksen hinta- ja menojoustoprojektioita eri tutkimuksissa.

	Oluet/Miedot		Viini		Väkevät	
	Hintajoustoprojektio	Menojoustoprojektio	Hintajoustoprojektio	Menojoustoprojektio	Hintajoustoprojektio	Menojoustoprojektio
Ollikainen, 2016 ¹	-0,40	0,66	-1,06	1,58	-0,72	1,06
Vihmo, 2006	-0,48	1,07	-1,32	1,03	-1,11	1,84
Leppänen & Österberg, 2002	-0,38	1,30	-1,42	1,07	-1,09	1,30
Leppänen, 1999	-0,37	1,30	-1,65	0,96	-1,08	2,34
Mangeloja & Pehkonen, 2009	-0,21	-0,28	-0,88	0,10	-0,86	1,46
Selvanathan, 1991	-0,54	0,40	-0,86	1,58	-0,73	1,29

¹ Taulukon joustot ovat tämän tutkimuksen osalta pitkän aikavälin joustoja.

Lopuksi tämän tutkimuksen joustoprojektioita voidaan verrata yhteisintegraatiota hyödyntäviin kansainvälisiin tutkimuksiin. Näiden joustoprojektioita ovat taulukossa 4.15. Eakins & Gallagher (2003) estimoivat kysynnän joustot eri juomaryhmille Irlannissa vuosina 1960-1998. Iso-Britanniassa alkoholin kysyntää juomaryhmittäin ovat tutkineet Duffy (2003a, 2003b) sekä Blake ja Neid

¹ Österberg ja Karlsson (2002) käsittelevät alkoholilainsäädännön historiaa Suomessa ja muissa EU-maissa.

(1997). Duffyn (2003a) aineisto on vuosilta 1963-1996, Duffyn (2003b) vuosilta 1960-1999 ja Blaken ja Neidin (1997) vuosilta 1952-1991.

Tutkimuksien joustoestimaateissa on suurta hajontaa. Tuloksille yhteistä on vain se, että väkevät estimoituvat kaikissa tutkimuksissa ylellisyshyödykkeeksi. Väkevien hintajoustoissa sen sijaan on hajontaa -1:n molemmin puolin. Blaken ja Neidin (1997) tutkimusta lukuun ottamatta kaikki tutkimukset viittaavat siihen, että mietojen ja oluiden kysyntä on joustamatonta. Suomessa tehdystä tutkimuksista poiketen miedot ja oluet eivät saa jokaisessa tutkimuksessa suurinta kysynnän hintajoustop arvoa. Mietojen ja oluiden menojoistot ovat kansainvälisissä tutkimuksissa melko lähellä yhtä. Viini näyttäisi olevan taulukon 4.15 tutkimusten perusteella Iso-Britanniassa joustamaton hyödyke ja Irlannissa joustava hyödyke. Viinin menojoistot estimaatit eivät ole yhtä yhden mukaisia ja estimaatit viittaavat sekä ylellisyshyödykkeeseen että välttämättömyshyödykkeeseen.

TAULUKKO 4.15: Pitkän aikavälin joustot kansainvälisistä tutkimuksista.

	Oluet/Miedot		Viinit		Väkevät	
	Hintajousto	Menojousto	Hintajousto	Menojousto	Hintajousto	Menojousto
Ollikainen, 2016, Suomi	-0,40	0,66	-1,06	1,58	-0,72	1,06
Eakins & Gallagher, 2003, Irlanti	-0,77	1,03	-1,59	2,33	-0,75	1,04
Duffy 2003a, Iso-Britannia	-0,41	0,98	-0,79	0,71	-1,36	1,60
Duffy 2003b, Iso-Britannia	-0,37	0,98	-0,22	0,85	-0,93	1,17
Blake & Neid, 1997, Iso-Britannia	-1,27	0,81	-0,82	1,85	-1,31	1,16

5 JOUSTOESTIMAATTIEN SOVELLUKSET

5.1 Alkoholin verotus Suomessa

Suomen lain mukaan alkoholijuomalla tarkoitetaan nautittavaksi tarkoitettua juomaa, joka sisältää yli 1,2 tilavuusprosenttia etyylialkoholia. Olut luokitellaan alkoholijuomaksi, kun se sisältää yli 0,5 tilavuusprosenttia etyylialkoholia. Suomessa alkoholijuomien veron määrä voidaan määrittää joko juoman sisältämän etyylialkoholin määrän tai valmiin juoman määrän perusteella. Oluen ja väkevien juomien vero määräytyy senttilitralla etyylialkoholia, kun taas esimerkiksi viinien ja muiden käymisteitse valmistettavien vero määräytyy litralta valmista juomaa. Taulukossa 5.1 on esitelty eri alkoholijuomien verotusta tarkemmin. Taulukossa välituotteella tarkoitetaan alkoholijuomaa, jonka alkoholipitoisuus on yli 1,2 mutta enintään 22 tilavuusprosenttia ja joka ei ole olutta, viiniä eikä muuta käymisteitse valmistettua alkoholijuomaa. (Laki alkoholi- ja alkoholijuomaverosta, 1994.)

Alkoholijuomien verot ovat muuttuneet 2000-luvulla useaan kertaan. Verotusta on Valtiovarainministeriön (2016) mukaan muutettu sekä fiskaalisista syistä että alkoholista aiheutuvien kansanterveydellisten haittojen ehkäisemiseksi. Vuonna 2004 verotasoja laskettiin keskimäärin 33 prosentilla. Veronalennuksella haluttiin siirtää alkoholin kulutusta matkustajatuonnin sijasta Suomessa verotettuihin tuotteisiin. Alkoholijuomien veroja on tämän jälkeen korotettu viisi kertaa. Vuonna 2008 korotus oli yli 22 prosenttia alkoholia sisältävien juomien osalta 15 prosenttia ja alle 22 prosenttia alkoholia sisältävien juomien osalta 10 prosenttia. Samalla poistettiin anniskelu- ja vähittäismyynnistä niin sanotun paljousalennukset eli kahden tai useamman alkoholituotteen myyminen alennettuun yhteishintaan. Vuonna 2009 kaikkien alkoholijuomien veroa nostettiin kahdesti, molemmilla kerroilla 10 prosenttia. Vuonna 2012 alkoholiveroa korotettiin alle 22 prosenttia alkoholia sisältävien juomien osalta 15 prosenttia ja tätä vahvempien juomien osalta 10 prosenttia. Vuonna 2014 veronkorotus oli euromääräinen, joten prosentuaaliset muutokset olivat erilaisia eri alkoholijuomien osalta. Enintään 22 prosenttia alkoholia sisältävien alkoholi-

juomien osalta veron korotus oli noin 8 prosenttia ja yli 22 prosenttia alkoholia sisältävien alkoholijuomien osalta korotus noin 5 prosenttia. Veromuutokset vuodesta 2004 lähtien on koottu taulukkoon 5.2. (Valtiovarainministeriö, 2016; Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, 2015b, 2.)

Alkoholiveron kertymä oli vuonna 2015 1,355 miljardia euroa. Terveyden ja hyvinvoinninlaitoksen (2015a, 36) mukaan vuonna 2013 valtion alkoholista saamat verotulot arvonlisävero mukaan laskettuna olivat noin 2,3 miljardia euroa. Kuluttajien alkoholimenot Suomessa vuonna 2014 olivat yhteensä 4,752 miljardia euroa. 15 vuotta täyttäneitä asukasta kohti alkoholijuomia hankittiin noin 1000 eurolla. Vuonna 2013 alkoholin kulutus aiheutti julkiselle sektorille arviolta 887-1089 miljoonan euron haittakustannukset. Julkisilla alkoholihaittakustannuksilla tarkoitetaan kustannuksia, joita ei olisi syntynyt ilman alkoholin käyttöä. Julkisiin alkoholin haittakustannuksiin kuuluu esimerkiksi yleisen järjestyksen ja turvallisuuden ylläpidon ja sosiaalihuollon haittakustannukset. Alkoholin käyttöön liittyviä kuolemia oli vuonna 2013 Suomessa 2561 kappaletta. (Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, 2015a, 31-36.)

TAULUKKO 5.1: Eri alkoholijuomien verotus Suomessa vuonna 2016. Lähde: Laki alkoholi- ja alkoholijuomaverosta 1994.

Juomatyyppe	Etyylialkoholipitoisuus tilavuusprosentteina	Veron määrä
Olut	yli 0,5, mutta enintään 2,8	8,00 senttiä senttilitralta etyylialkoholia
	yli 2,8	32,05 senttiä senttilitralta etyylialkoholia
Viinit ja muut käymisteitse valmistetut alkoholijuomat	yli 1,2, mutta enintään 2,8	22,00 senttiä litralta valmista alkoholijuomaa
	yli 2,8, mutta enintään 5,5	169,00 senttiä litralta valmista alkoholijuomaa
	yli 5,5, mutta enintään 8	241,00 senttiä litralta valmista alkoholijuomaa
Viinit	yli 8, mutta enintään 15	339,00 senttiä litralta valmista alkoholijuomaa
	yli 15, mutta enintään 18	339,00 senttiä litralta valmista alkoholijuomaa
Välituotteet	yli 1,2, mutta enintään 15	411,00 senttiä litralta valmista alkoholijuomaa
	yli 15, mutta enintään 22	670,00 senttiä litralta valmista alkoholijuomaa
Etyylialkoholi	yli 1,2, mutta enintään 2,8	8,00 senttiä senttilitralta etyylialkoholia
	yli 2,8	45,55 senttiä senttilitralta etyylialkoholia

TAULUKKO 5.2: Alkoholiverotuksen muutokset vuodesta 2004 lähtien. Lähde: Valtiovarainministeriö, 2016; Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, 2015b, 2.

2004	Alkoholijuomien veroja alennettiin keskimäärin 33 prosenttia.
2008	Yli 22 prosenttia alkoholia sisältävien juomien veroa korotettiin 15 prosentilla ja alle 22 prosenttia alkoholia sisältävien juomien veroja korotettiin 10 prosentilla. Paljousalennukset poistettiin.
2009	Kaikkien alkoholijuomien veroa nostettiin kahdesti 10 prosenttia
2012	Alkoholiveroa korotettiin alle 22 prosenttia alkoholia sisältävien juomien osalta 15 prosenttia ja tätä vahvempien osalta 10 prosenttia
2014	Alle 22 prosenttia alkoholia sisältävien juomien osalta veron prosentuaalinen korotus oli noin 8 ja yli 22 prosenttia alkoholia sisältävien osalta noin 5

5.2 Sovelluksia joustoestimaateille

Tutkimuksen joustoestimaattien avulla voidaan arvioida erilaisten alkoholin lainsäädäntöä ja verotusta koskevien muutosten vaikutuksia. Tässä tutkimuksessa tarkastellaan julkisessa keskustelussa esillä ollutta anniskelun arvonlisäveron laskemista ja sen vaikutusta alkoholin kysyntään (esim. Matkailu- ja Ravintolapalvelut MaRa ry, 2016). Lisäksi arvioidaan tulevan alkoholilain kokonaisuudistuksen vaikutusta vahvan oluen kysyntään. Vaikutuksia arvioidaan yksinkertaisuuden vuoksi käyttämällä vain pitkän aikavälin joustoja.

Anniskelun arvonlisäveroa on esitetty laskettavan nykyisestä 24 prosentista samalle tasolle elintarvikkeiden ja ravintola- ja ateriapalveluiden eli 14 prosenttiin. Mikäli oletetaan, että arvonlisäveron alennus siirtyisi täysimääräisenä hintoihin, laskisivat hinnat arvonlisäveron 10 prosenttiyksikön alennuksen myötä noin 8 prosenttia. Tämän tutkimuksen pitkän aikavälin hintajoustoestimaattien perusteella 8 prosentin hinnan lasku kasvattaisi anniskelun kysyntää noin 1,8 prosenttia. Anniskelun ja vähittäismyyntin välisen ristijouston mukaan vähittäismyynti laskisi tällöin noin 0,6 prosenttia. Vähittäismyyntin osuus kulutetusta alkoholin määrästä vuonna 2015 oli kuitenkin yli 6 kertaa suurempi kuin anniskelun, joten nettovaikutus alkoholin kulutukseen olisi negatiivinen, mutta hyvin pieni. Alkoholin kulutus 100 prosenttisena alkoholina vähentyisi noin 0,02 litraa 15 vuotta täyttänyttä asukasta kohti. (Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, 2016a, 3.) Anniskelun juomaryhmittäisten hintajoustojen perusteella arvonlisäveron alennus kasvattaisi oluen kulutusta anniskelussa noin 3,4 prosenttia, viinin kulutusta noin 13,1 prosenttia ja väkevien kulutusta noin 10 prosenttia. Laskelmassa ei huomioida juomaryhmien välisiä ristivaikutuksia.

Alkoholilain kokonaisuudistuksen tarkoituksena on Sosiaali- ja terveysministeriön (2016) mukaan purkaa alkoholin lainsäädäntöön liittyviä vanhentuneita ja tarpeettomia normeja. Uudistus tulee voimaan astuessaan vaikuttamaan esimerkiksi anniskeluun liittyvään lainsäädäntöön sekä alkoholijuomien

mainontaan. Tämän tutkimuksen kannalta mielenkiintoisin osa alkoholilain kokonaisuudistuksesta on vähittäismyynnissä sallittavan alkoholijuomien enimmäisvahvuuden nostaminen 4,7 prosentista 5,5 prosenttiin. Tämän tutkimuksen hintajoustojen avulla voidaan tehdä yksinkertaistettu tarkastelu siitä, miten vahvan oluen siirtyminen Alkon myymälöistä muun vähittäismyynnin pariin vaikuttaa sen kysyntään.

Oletetaan, että vahvan oluen siirtyminen Alkosta myös muuhun vähittäismyyntiin laskisi sen verottoman hinnan samalle tasolle kuin keskioluen. Keskiolut määritellään laskelmassa 4,7 tilavuusprosenttia alkoholia sisältäväksi olueksi ja vahva olut 5,5 tilavuusprosenttia sisältäväksi alkoholijuomaksi. Tutkimuksen aineistojen perusteella vahvan oluen keskimääräinen litrahinta vuonna 2015 oli noin 6,7 euroa litralta ja keskioluen keskimääräinen litrahinta vuonna 2015 oli noin 3,6 euroa. Taulukon 5.1 mukaan siis keskioluen litrahinnasta alkoholiveron osuus on noin 1,5 euroa ja vahvan oluen litrahinnasta alkoholiveron osuus on noin 1,76 euroa. Näiden lukujen perusteella vahvan oluen litrahinta laskisi siis noin 3,86 euroon, mikä tarkoittaisi noin 42 prosentin laskua.

Muutoksen määrää laskettaessa oleellinen kysymys on se, mitä hintajoustoa vahvoille oluille käytetään. Hintajoustoksi valitaan tämän tutkimuksen mietojen juomien vähittäismyynnin mallin hintajousto. Vahvoja oluita ei mallinnettu tutkimuksessa erikseen, joten näiden omaa joustoa ei voida käyttää. Tämän tutkimuksen mietojen hintajoustopon estimaatti on kuitenkin lähellä aiempien tutkimusten oluiden hintajoustopon estimaattia, joten mietojen joustoestimaatti lienee riittävän hyvä arvio vahvan oluen hintajoustoposta. On mahdollista, että vahvan oluen hintajousto on erilainen kuin keskioluen esimerkiksi saatavuuden vuoksi, sillä tällä hetkellä vahvaa olutta on saatavilla vain Alkon myymälöistä. Vahvan oluen siirtyessä muuhun vähittäismyyntiin sitä voidaan kuitenkin pitää hyvin samankaltaisena hyödykkeenä kuin keskiolutta. Mietojen hintajoustopon käyttäminen on tällöin laskelmissa perusteltua.

Vahvan oluen kysynnän muutos saadaan laskettua kertomalla hinnan muutos hintajoustopolla. Olettamalla hinnan laskuksi 42 prosenttia ja hintajoustoksi -0,39, saadaan kysytyn määrän kasvuksi noin 16,4 prosenttia. Vahvan oluen osuus kaikkien oluiden kulutuksesta 100 prosenttisenä alkoholina oli vuonna 2015 tutkimuksen aineiston perusteella vain noin 3,2 prosenttia, mikä tarkoittaisi sitä, että oluen kulutus 100 prosenttisenä alkoholina kasvaisi vahvan oluen hinnan laskun myötä vain noin 0,5 prosenttia muiden tekijöiden pysyessä vakiona. Toisaalta vahvan oluen kysyntään vaikuttaisi myös uudistuksen myötä suurempi saatavuus, mikä lisäisi myös kysyntää. Laskelmissa ei ole myöskään huomioitu keskioluen ja vahvan oluen välistä substituutiota, sillä näille ei laskettu tutkimuksessa ristijoustoa. Myöskään vaikutusta muiden juomaryhmien kysyntään ei tutkita, sillä mietojen ja muiden juomaryhmien väliset ristijoustopot eivät välttämättä kuvaa hyvin vahvan oluen ristijoustopoja.

Edellisen kappaleen kaltainen analyysi ei ole tämän tutkimuksen aineiston pohjalta mahdollinen vahvojen siidereiden ja long drink -juomien kysynnälle. Tutkimuksessa käytettävässä aineistossa vain oluet on eritelty miedompaan ja vahvempaan, ja siidereissä ja long drink -juomissa sekä vahvat että miedot juomat sisältyvät samaan ryhmään. Tässä tutkimuksessa ei ole siis mahdollista

arvioida uudistuksen vaikutusta kaikkien mietojen kysyntään, vaan tarkastelu on jouduttu rajaamaan vain olueen.

THL on arvioinut vähittäismyynnissä sallittavan alkoholijuomien enimmäisvahvuuden nostaminen 4,7 prosentista 5,5 prosenttiin todennäköisemmin kasvattavan alkoholin kokonaiskulutusta² 6 prosentilla. Laskelmat perustuvat siihen, että päivittäistavara-kaupoissa myytävien alkoholijuomien keskivahvuus nousisi 4,5 prosentista 5 prosenttiin ja litramääräinen myynti lisääntyisi 5 prosenttia. THL:n mukaan myynnin lisääntymiseen vaikuttaa hinnan laskun lisäksi esimerkiksi myyntipisteiden määrän kasvu, päivittäistavaramyynnin valikoiman kasvu sekä myyntiaikojen pidentyminen ja yksityiseen kauppaan liittyvä myyminen edistäminen. (Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, 2016b.)

² THL:n selvityksessä kokonaiskulutuksella viitataan tilastoidun ja tilastoimattoman kulutuksen summaan, toisin kuin tässä tutkimuksessa, jossa kokonaiskulutuksella viitataan vain tilastoi-
tuun kulutukseen.

6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tämän tutkimuksen tarkoituksena on estimoida alkoholin kysynnän joustot Suomessa vuosina 2001-2015. Tutkimuksen aineistona käytetään THL:n tuottamia alkoholin hintaindeksejä sekä kulutusaineistoja. Aineistosta on mahdollista tarkastella alkoholin kysyntää erikseen anniskelun ja vähittäismyynnin osalta sekä juomaryhmittäin. Aineiston kahdeksasta juomaryhmästä muodostetaan tätä tutkimusta varten kolme juomaryhmää: väkevät juomat, viini ja miedot juomat. Joustot estimoidaan Deatonin ja Muellbauerin (1980a) Almost Ideal Demand System (AIDS) -mallin avulla. Aineiston pohjalta on mahdollista muodostaa erikseen AIDS-mallit koko vähittäismyynnille ja anniskelulle sekä juomaryhmittäiset mallit vähittäismyynnille ja kokonaiskulutukselle eli anniskelun ja vähittäismyynnin summalle. Anniskelun juomaryhmittäisen mallin estimaatit päätettiin jättää tutkimuksen ulkopuolelle, sillä AIDS-malli tuotti anniskelulle kuluttajan teorian vastaisia positiivisia kompensoituja oman hinnan joustoja. Anniskelun oman hinnan jousto sekä menojuousto laskettiin kuitenkin vähittäismyynnille ja kokonaiskulutukselle estimoitujen joustojen avulla. Lopuksi mallien tuottamien joustoestimaattien avulla voidaan arvioida anniskelun arvonlisäveron mahdollisen laskemisen vaikutusta sekä anniskelun että vähittäismyynnin kysyntään ja tulevan alkoholilain kokonaisuudistuksen (Sosiaali- ja terveysministeriö, 2016) vaikutusta vahvan oluen kysyntään.

Estimoinnin kannalta oleellista on, että mallissa käytettävien muuttujien mahdollinen epästationaarisuus otetaan huomioon. Kaikkien kulutusosuus-, hinta- ja menomuuttujien voidaan päätellä yksikköjuuritestien perusteella olevan epästationaarisia. Tämän myötä on mahdollista testata aikasarjojen yhteisintegraatiota, mikä tehtiin useamman yhteisintegraatiotestin avulla. Testit tulevat yhteisintegraatiota jokaisen tutkimuksen mallin osalta, joten alkoholin kysyntää voidaan kuvata pitkän aikavälin tasapainoa kuvaavalla yhtälöllä sekä lyhyttä aikaväliä kuvaavalla virheenkorjausmallilla, jolloin saadaan lasketuksi sekä pitkän että lyhyen aikavälin joustot. Yhteisintegraation testaaminen on jätetty tekemättä aiemmissa Suomessa tehdyissä AIDS-mallia hyödyntävissä alkoholitutkimuksissa, joten tältä osin tutkimusta voidaan pitää kontribuutiona suomalaisen alkoholitutkimukseen.

Tutkimuksen joustoestimaateista mielenkiintoisimpina voidaan pitää hintajoustoja, sillä näiden avulla voidaan laskea esimerkiksi verojen muutosten ja muiden poliittisten reformien vaikutuksia. Tutkimuksessa käytettävän aineiston kattamalla ajanjaksolla tapahtuu useita verotuksen muutoksista aiheutuvia eksogeenisiä shokkeja hintojen aikasarjoissa, mikä tuo luotettavuutta tutkimuksen estimaatteihin. Joustoestimaatteja vertaillaan pääasiassa Suomessa aiemmin tehtyihin AIDS-mallia käyttäviin tutkimuksiin. Tämän tutkimuksen hintajoustojen estimaatit ovat mietojen alkoholijuomien osalta hyvin lähellä aiempien tutkimuksien joustoestimaatteja. Miedot ovat tämän ja aiempien tutkimusten mukaan anniskelun, vähittäismyynnin ja kokonaiskulutuksen osalta joustamattomia hyödykkeitä. Viinin ja väkevien alkoholijuomien osalta tutkimuksen hintajoustojen estimaatit poikkeavat aiemmista tutkimuksista. Väkevät juomat ovat tämän tutkimuksen perusteella aiemmista tutkimuksista poiketen joustamaton hyödyke vähittäismyynnin ja kokonaiskulutuksen osalta. Myös viinit estimoituvat aiemmista tutkimuksista poiketen vähittäismyynnin mallissa joustamattomaksi hyödykkeeksi. Kokonaiskulutuksen mallissa viinit ovat aiempien tutkimusten tapaan joustava hyödyke. Koko vähittäismyynti ja anniskelu ovat tämän tutkimuksen perusteella joustamattomia hyödykkeitä, joskin hintajoustot ovat itseisarvoltaan huomattavasti aiempia tutkimuksia pienempiä. Koko vähittäismyynnin ja anniskelun hintajoustot ovat lisäksi pienempiä kuin vähittäismyynnin ja anniskelun juomaryhmittäisten hintajoustojen kulutusosuuksilla painotettu keskiarvo. Tämä ristiriita saattaa viitata joko mallien virheellisyyteen tai juomaryhmien väliseen substituutioon.

Joustoestimaattien perusteella voidaan arvioida sekä anniskelun arvonlisäveron mahdollista vaikutusta että tulevan alkoholilain kokonaisuudistuksen vaikutusta vahvan oluen kulutukseen. Laskelmissa käytetään yksinkertaisuuden vuoksi pitkän aikavälin joustoestimaatteja. Pitkän aikavälin joustojen käyttäminen on perusteltua myös sikäli, että virheenkorjausmallien perusteella palautuminen lyhyen aikavälin poikkeamista pitkän aikavälin tasapainon mukaiseen käyttäytymiseen on nopeaa. Laskelmien perusteella anniskelun arvonlisäveron alennus 24 prosentista 14 prosenttiin kasvattaisi anniskelukulutusta noin 1,8 prosenttia ja vähentäisi vähittäismyyntiä noin 0,6 prosenttia. Vuoden 2015 kulutusmäärien perusteella vähittäismyynnin osuus kulutetusta alkoholimäärästä oli kuitenkin yli 6 kertaa suurempi kuin anniskelun, joten nettovaikutus alkoholin litramääräiseen kulutukseen olisi negatiivinen, joskin hyvin pieni. Alkoholilain kokonaisuudistuksen ja vahvan oluen kysyntään liittyvien laskelmien yksinkertaistamisen vuoksi oletetaan laskevan vahvan oluen verottoman hinnan samalle tasolle keskioluen kanssa, jolloin vahvan oluen hinta laskisi noin 42 prosenttia. Olettamalla mietojen hintajouston kuvaavan myös vahvan oluen hintajousto, voidaan vahvan oluen kysynnän kasvuksi laskea noin 16,4 prosenttia. Tutkimuksessa käytettävän aineiston perusteella ei ole mahdollista arvioida alkoholin kokonaisuudistuksen vaikutusta long drink -juomien ja siidereiden kysyntään, vaikka uudistus tulee koskemaan myös näitä juomia. Aineistossa vain olut on eroteltuna vahvaan ja keskiolueen, joten vahvan oluen kysyntää koskevia laskelmia ei ole mahdollista yleistää long drink- juomien ja siidereiden kysyntään.

Tutkimuksessa on useita puutteita, jotka luovat tarvetta jatkotutkimuksille aiheesta. Tutkimuksessa käytettävän dynaamisen AIDS-mallin avulla ei esimerkiksi voida estimoida anniskelulle kuluttajan valinnan teorian mukaisia hintajoustoja. Malli ei siis ainakaan anniskelun yhteydessä pysty estimoimaan luotettavasti hintojen vaikutusta kulutettuun määrään. Syynä tähän voi mahdollisesti olla veronmuutosten huomattavasti vähäisempi vaikutus anniskelun hintoihin kuin esimerkiksi vähittäismyynnin ja kokonaiskulutuksen hintoihin, jolloin vaihtelu anniskelun hinnoissa jää vähäiseksi. Lisäksi alkoholin kysyntään vaikuttaa todennäköisesti useita tekijöitä hintojen ja menojen lisäksi. Nämä jätettiin kuitenkin tässä tutkimuksessa mallintamatta sopivan aineiston, ja toisaalta mallin yksinkertaistamisen vuoksi. Esimerkiksi matkustajatuonnin vaikutusta alkoholin tilastoituun kulutukseen ei huomioitu tutkimuksessa. Mahdollisten puuttuvien muuttujien vaikutusta estimaatteihin olisi hyvä arvioida tulevaisissa tutkimuksissa. Väärin spesifioituun malliin viittaavat lisäksi useissa tutkimuksen yhtälöissä esiintyvä virhetermien autokorrelaatio. Tutkimuksessa jätettiin myös testaamatta kuluttajan valinnan teoriasta tulevien rajoitteiden, kuten homogeneisuuden ja symmetrian, voimassaolo.

Joustoestimaattien luotettavuutta arvioitaessa ongelmaksi muodostuu sopivien vertailukohtien puute aiemmasta tutkimuskirjallisuudesta. Suomalaisesta alkoholitutkimuksesta ei löydy 2000-luvulta olevaa aineistoa hyödyntävää tutkimusta vaan aiemmat tutkimukset rajoittuvat vuoteen 2004. Myöskään kansainvälisestä tutkimuksesta ei löydy vastaavanlaisia menetelmiä ja samalta ajanjaksolta olevaa aineistoa käyttäviä tutkimuksia. Tämä tutkimus luo siis hyvän vertailukohdan mahdollisille tuleville alkoholin kulutusta koskeville tutkimuksille.

LÄHTEET

- Anderson, G. & Blundell, R. 1983. Testing Restrictions in a Flexible Dynamic Demand System: An Application to Consumers' Expenditure in Canada. *The Review of Economic Studies* 50(3), 397-410.
- Attfield, C. L. 1997. Estimating a cointegrating demand system. *European Economic Review* 41(1), 61-73.
- Balcombe, K. G., & Davis, J. R. 1996). An application of cointegration theory in the estimation of the almost ideal demand system for food consumption in Bulgaria. *Agricultural Economics*, 15(1), 47-60.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Hendry, D. F., & Smith, G. W. 1986. Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some Monte Carlo evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48(3), 253-277.
- Banks, J., Blundell, R., & Lewbel, A. 1997. Quadratic Engel Curves And Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics* 79(4), 527-539.
- Barnett, W.A. & Serletis, A. 2008. Consumer Preferences and Demand Systems. *Journal of Economics* 147(2), 210-224. Elsevier B.V.
- Blake, D., & Nied, A. 1997. The demand for alcohol in the United Kingdom. *Applied Economics* 29(12), 1655-1672.
- Blundell, R., Pashardes, P., & Weber, G. 1993. What do we learn about consumer demand patterns from micro data?. *The American Economic Review* 83(3), 570-597.
- Cowell, F. 2006. *Microeconomics: Principles and Analysis*. Oxford University Press.
- Deaton, A. 1986. Demand Analysis. *Handbook of Econometrics*, vol. III, 1768-1839. Elsevier Science Publishers BV.
- Deaton, A. & Muellbauer, J. 1980a. An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review* 70, 312-326.
- Deaton, A. & Muellbauer, J. 1980b. *Economics and Consumer Behaviour*. Cambridge University Press.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49(4), 1057-1072.
- Duffy, M. 2003a. Advertising and food, drink and tobacco consumption in the United Kingdom: a dynamic demand system. *Agricultural Economics* 28(1), 51-70.
- Duffy, M. 2003b. On the estimation of an advertising-augmented, cointegrating demand system. *Economic Modelling* 20(1), 181-206.
- Eakins, J. M., & Gallagher, L. A. 2003. Dynamic almost ideal demand systems: an empirical analysis of alcohol expenditure in Ireland. *Applied Economics* 35(9), 1025-1036.
- Enders, W. 2010. *Applied econometric time series 3. painos*. Hoboken, New Jersey: Wiley.

- Engle, R. F., & Granger, C. W. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55, 251-276.
- Fisher, D., Fleissig, A.R. & Serletis, A. 2000. An Empirical Comparison of Flexible Demand System Functional Forms. University of Calgary, Department of Economics, Working Papers, no. 2000-04.
- Granger, C. W., & Newbold, P. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics* 2(2), 111-120.
- Gravelle, H. & Rees, R. 2004. *Microeconomics*. 3. painos. Harlow. Prentice Hall/Financial Times.
- Hamilton, J. D. 1994. *Time series analysis*. 2. painos. Princeton: Princeton university press.
- Haug, A. A. 1992. Critical Values for the $\check{Z}\alpha$ -Phillips-Ouliaris Test for Cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54(3), 473-480.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control* 12(2), 231-254.
- Karagiannis, G., Katranidis, S., & Velentzas, K. 2000. An error correction almost ideal demand system for meat in Greece. *Agricultural Economics* 22(1), 29-35.
- Kremers, J. J., Ericsson, N. R., & Dolado, J. J. 1992. The power of cointegration tests. *Oxford bulletin of economics and statistics* 54(3), 325-348.
- Laki alkoholi- ja alkoholijuomaverosta 1994. 29.12.1994/1471. [viitattu 2.6.2016]. <URL: <http://www.finlex.fi/fi/laki/ajantasa/1994/19941471>>
- Leppänen, K. 1999. *Systemimalleja alkoholijuomien kulutukselle 1964-1997*. Aiheita 15/1999. Stakes. Helsinki.
- Leppänen, K. & Österberg, E. *Alkoholin kulutuksen joustot ja kulutusennuste vuosille 2002-2004*. Aiheita 23/2002. Stakes. Helsinki.
- Lewbel, A. 1987. Characterizing Some Engel Curves. *Econometrica* 55(6), 1451-1459. Econometric Society.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika* 65(2), 297-303.
- MacKinnon, J. G. 2010. Critical values for cointegration tests. Queen's Economics Department Working Paper No. 1227. Queen's University.
- Mangeloja, E., & Pehkonen, J. 2009. Availability and consumption of alcoholic beverages: evidence from Finland. *Applied Economics Letters* 16(4), 425-429.
- Matkailu- ja Ravintolapalvelut MaRa ry, 2016. Anniskelun arvonlisäveron alentamisen hintalappu on pienempi kuin 150 miljoonaa euroa. [viitattu 9.11.2016]. <URL: <https://www.mara.fi/tiedotteet-2/anniskelun-arvonlisäveron-alentamisen-hintalappu-on-pienempi-kuin-150-miljoonaa-euroa>>
- Ng, S. 1995. Testing for homogeneity in demand systems when the regressors are nonstationary. *Journal of Applied Econometrics* 10(2), 147-163.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. 2002. Long-run structural modelling. *Econometric reviews* 21(1), 49-87.

- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. 1990. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies* 57(1), 99-125.
- Phillips, P. C., & Ouliaris, S. 1990. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica* 58(1), 165-193.
- Samuelson, P. A. 1948. Consumption theory in terms of revealed preference. *Economica* 15(60), 243-253.
- Schwarz, G. 1978. Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics* 6(2), 461-464.
- Selvanathan, E. 1991. Cross-country alcohol consumption comparison: an application of the Rotterdam demand system. *Applied Economics* 23, 1613-22.
- Sosiaali- ja terveystieteiden ministeriö. 2016. Alkoholilain kokonaisuudistus. [viitattu 9.11.2016]. <URL: <http://stm.fi/alkoholilain-kokonaisuudistus>>
- Stock, J. H. 1987. Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors. *Econometrica* 55(5), 1035-1056.
- Stone, R. 1954. Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *The Economic Journal* 64, 511-527.
- Terveyden ja hyvinvoinnin laitos. 2015a. Päihdetilastollinen vuosikirja 2015. Helsinki.
- Terveyden ja hyvinvoinnin laitos. 2015b. Alkoholijuomien hintakehitys 2014. Helsinki.
- Terveyden ja hyvinvoinnin laitos. 2016a. Alkoholijuomien kulutus 2015. Helsinki.
- Terveyden ja hyvinvoinnin laitos. 2016b. Miten hallituspuolueiden tekemät alkoholilain uudistuksen linjaukset vaikuttavat alkoholin kulutukseen ja kansanterveyteen? [viitattu 9.11.2016]. <URL: [https://www.thl.fi/fi/web/alkoholi-tupakka-ja-riippuvuudet/alkoholi/usein-kysytyt-kysymykset/politiikka/miten-hallituspuolueiden-tekemat-alkoholilain-uudistuksen-linjaukset-vaikuttavat-alkoholin-kulutukseen-ja-kansanterveyteen->](https://www.thl.fi/fi/web/alkoholi-tupakka-ja-riippuvuudet/alkoholi/usein-kysytyt-kysymykset/politiikka/miten-hallituspuolueiden-tekemat-alkoholilain-uudistuksen-linjaukset-vaikuttavat-alkoholin-kulutukseen-ja-kansanterveyteen-)>
- Theil, H. 1965. The Information Approach to Demand Analysis. *Econometrica* 33, 67-87.
- Valtiovarainministeriö. 2016. Alkoholiverotus. [viitattu 2.6.2016]. <URL: <http://www.vm.fi/alkoholiverotus>>
- Vihmo, J. 2006. Alkoholijuomien hintajoukset Suomessa vuosina 1995-2004. *Yhteiskuntapolitiikka* 71 (2006:1).
- Zellner, A. 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association* 57(298), 348-36.
- Österberg, E. & Karlsson, T. 2002. Alcohol policies in EU member countries and Norway. European Commission Public Health project report: A Comparative Analysis of Alcohol Policy and its effect in the EU-States. Helsinki. Stakes.