ARTIKKELEITA

Vuoden 2004 alkoholiverotuksen muutoksen kulutusennusteet vuosille 2004–2012

Mikael Linden
VTT, kansantaloustieteen professori
Joensuun yliopisto

1. Johdanto

Valtioneuvoston päätöksen mukaisesti alkoholiveroa alennettiin 1.3.2004 lukien keskimäärin 33 % (Valtiovarainministeriö/Tiedote 104/2003). Arvioiden mukaan vähittäis- ja anniskelumyynnin keskimääräinen hinnan alennus on noin 22 %. Hallituksen tavoitteena on, että alkoholin tilastoidun kulutuksen veropohja säilyy mahdollisimman hyvin Suomessa. Alkoholin hinnan laskun seurauksena kulutuksen arvioidaan kasvavan. Tuonnin uskotaan kuitenkin kaksinkertaistuvan veronalennuksesta huolimatta.

Alkoholin käytön sosiaaliset ja terveydelliset kustannuksen ovat kuitenkin sitä luokkaa, että veronalennuksen valmistelu, ajoitus ja seuraamusten analysointi ovat olleet hyvin puutteellisia. Jo vuoden 1968 keskioluen vapauttamisen kulutusseuraamukset olisivat puhuneet valikoivan ja asteittaisen hinnanalennuspolitiikan puolesta. Tavoitteena on ollut nyt ensisijaisesti lykätä päätös mahdollisimman myöhäiseen ajankohtaan verotulojen laskun takia.

Seuraavassa pyritään arvioimaan alkoholin hinnanlaskun kulutusmääräseuraamuksia yksinkertaisten ekonometristen aikasarjamallien avulla. Tutkimusaineistona käytetään vuosien 1950–2002 litrakulutusmääriä, alkoholin kulutuksen reaalista hintaa ja kotitalouksien reaalisia käytössä olevia tuloja. Saadut tulokset osoittavat monista epävarmuustekijöistä huolimatta, että kulutus tulee lisääntymään merkittävästi, jopa 25 %, vuosina 2004–2006 ellei suomalaisten alkoholin hinta- ja tulokäyttäytymisessä tapahdu merkittäviä muutoksia.

2. Regressiomalli ja ennustaminen

Empiiristen tulosten pohjaksi esitetään aluksi eräitä tilastollisen ennusteteorian perustuloksia. Oletetaan että muuttuja x_t on yksin muuttujan y_t:n kelvollinen aito eksogeeninen selittäjä seuraavassa lineaarisessa regressiomallissa

$$(1) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0,\sigma_\varepsilon^2).$$

Ehdollisessa ennustemallissa (conditional forecasting model*, Diebold* 1998) johdetaan ennusteet mielenkiintomuuttujan y_t suhteen muuttujan x_t ominaisuuksien avulla. Täten $\{y_t\}_{t=1}^{T}$:n $T+h$-periodin ennuste $y_{T+h|T}$ aikaan saadaan parametrien (β_0, β_1) ja eksogeenisen muuttujan $\{x_t\}_{t=1}^{T+h}$ arvojen avulla. Ts. $\{y_t\}_{t=1}^{T}$:n h-askeleen ehdollinen ennuste on

$$(2) \quad y_{T+h|T}|x_{T+h} = \beta_0 + \beta_1 x_{T+h}.$$

Mikäli x_{T+h} on tunnettu kiinteä luku ja virhetermien normaalisuus -oletus on voimassa, niin ehdollinen ennustejakauma (conditional density forecast) on

$$N(y_{T+h|T}|x_{t+h}, \sigma_\varepsilon^2).$$

Ennustevirheen varianssi, kun $\beta_0 = 0$, saa muodon

$$(3) \quad VAR(\hat{\varepsilon}_{T+h|T}) = VAR(\hat{\beta}_1)x_{T+h}^2 + \sigma_\varepsilon^2$$

$$= \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum_{t=1}^{T} x_t^2} x_{T+h}^2 + \sigma_\varepsilon^2.$$

Ehdollinen ennustemalli on monessa suhteessa ongelmallinen ja siihen liittyy useita taloudellisten aineistojen kannalta vaativia oletuksia. Ennustamisen kannalta malliin sisältyy virheellisyyttä ja epävarmuutta, jotka voidaan jakaa kolmeen luokkaan:

A) Täsmennysepävarmuus. Yllä on hyödynnetty ns. ”oikean mallin” -aksioomaa, ts. malli $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$ on oikein täsmennetty. Mikäli näin ei ole ennustevirheet ovat suuria.

B) Innovaatioepävarmuus. Koska ennustevirheet $y_{T+h} - y_{T+h|T} = \varepsilon_{T+h|T}$ ovat tuntemattomia, niiden merkitys ennusteiden luotettavuuden kannalta on oleellinen.

C) Parametriepävarmuus. Mallin parametrit (β_0, β_1) täytyy arvioida (estimoida) jollakin menetelmällä. Riippumatta siitä mitä menetelmää käytetään estimointi sisältää aina virhekomponentin, joka lisää ennuste-epävarmuutta.

Kohta A) muodostaa laajan kokonaisuuden, johon ei ole löydetty yksinkertaista ja kiistatonta ratkaisua. Sen sijaan kohdat B) ja C) voidaan hallita ehdollisen ennustemallin OLS-estimoinnin yhteydessä.

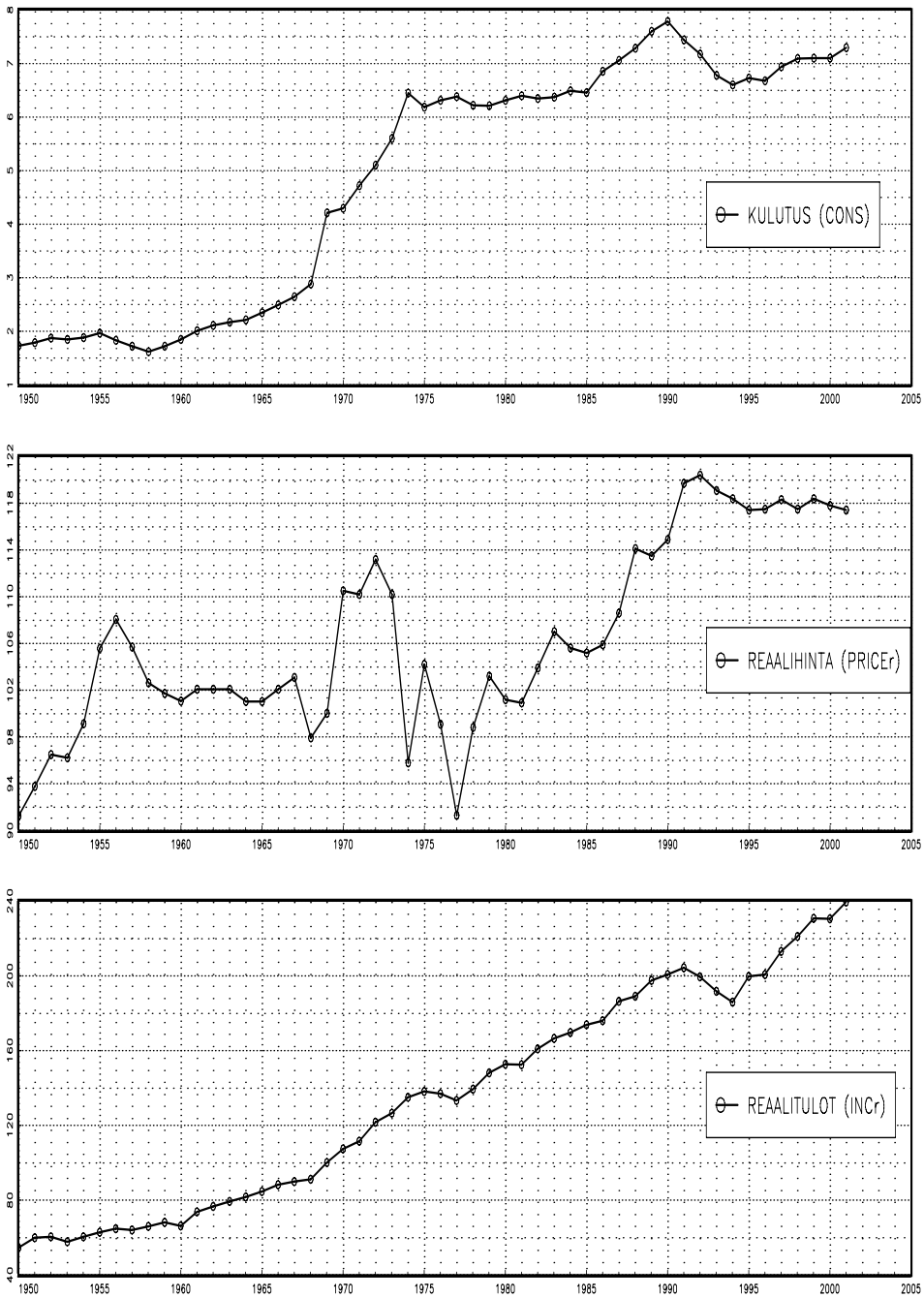
Käytännön sovellukset edellyttävät kelvollisia ennustemuuttujien arvoja, sillä ehdollistavat x_{T+h} ovat harvoin tunnettuja ja kiinteitä lukuja. Täten arvot $\{x_{T+h'}\}_{h'=1}^{h}$ täytyy estimoida ja ennustaa jollakin tavoin. Tämä johtaa tilanteeseen, missä x_{T+h}^* on x_{T+h} estimoitu ennuste (esim. jokin aikasarjaennuste $x_{T+h|T}^* = E[x_{T+h}|\{x_t\}_{t=1}^{T}]$), joka sisältää epävarmuus- tai virhekomponentin τ_{T+h}. $\hat{y}_{T+h|T}$:n ennustevirheen varianssi sisältää nyt lisäkomponentin $[VAR(\hat{\beta}_1) + \beta_1^2]VAR(x_{T+h}^*)$, joka puuttui kiinteiden selittäjien mallista (*Feldstein* 1971). Täten stokastinen tai ennustettu ennustaja tuo lisäepävarmuutta mielenkiintoilmiön y_{T+h} ennustamiseen. Tätä voidaan kutsua *ennustajaepävarmuudeksi* (D).[1]

3. Alkoholin kulutuksen selitysmalli ja kulutuksen ennusteet

Alkoholin kulutuksen mittariksi valittiin Suomessa 100 %:n alkoholin litrakulutuksen mää-

[1] *Eri epävarmuustekijöiden merkitys OLS-ennusteiden johtamisen kannalta analysoidaan tarkemmin sekä teoreettisesti että empiirisesti kirjoittajan laajemmassa tutkimuksessa (ks.* Linden *2004). Tämä artikkeli perustuu ko. tutkimukseen.*

Kuva 1. Alkoholin (100 %) kulutus (litraa per henkilö), reaalihinta ja kotitalouksien käytettävissä olevat reaalitulot 1950–2002.



Taulu 1. Litra per henkilökulutuksen muutoksen ($\Delta lnCONS_t$) OLS-estimointitulokset.

Otos: 1952–2002

Muuttuja	Kerroin	t-arvo (HCSE)
Vakio	0.003	0.396
D1969	0.318	8.551
$\Delta lnCONS_{t-1}$	0.214	2.562
$\Delta lnPRICE_t$	–0.602	–4.314
$\Delta lnINCr_t$	0.581	3.381

R^2 = 0.745
SE = 0.035, STD($\Delta lnCONS_t$) = 0.066
DW = 1.72, AR 1–2 F(2,44) = 0.569 [0.312]
ARCH 1 F(1,44) = 6.119 [0.017] *
Normality χ^2_N (2) = 1.961 [0.374]
White Xi^2 F(7,38) = 0.417 [0.881]
White Xi*Xj F(10,35) = 0.442 [0.915]
RESET F(1,45) = 0.014 [0.905]

Dynamiikan ratkaisu

$$\Delta lnCONS_t = +0.004 - 0.765\Delta lnPRICEr_t + 0.738\ \Delta lnINCr_t + 0.404D1969$$
(SE) (0.008) (0.214) (0.208) (0.063)

WALD test $\chi^2_N(3) = 63.347$ [0.00] **

rä kohti yli 15 v. asukas vuosina 1950–2002. Sarja kuvaa hyvin alkoholin kulutuksen tasoa ja muutoksia Suomessa viimeisen 50 vuoden aikana. Se sisältää sekä vähittäis- että anniskelumyynnin. *Tilastoimaton kulutus* tuo tähän noin 15–20 % lisän, mutta sen ajallinen kuva on hyvin samantyyppinen kuin tilastoidun kulutuksen, joten sitä ei huomioitu tässä yhteydessä. Kulutuksen selittäjäksi valittiin alkoholin kulutuksen reaalinen hinta (vuoden 1995 hinnoissa) ja kotitalouksien käytettävissä olevat reaalitulot vuoden 1995 hinnoissa.

Kaikki kolme ln-muunnossarjaa (ts. $\ln CONS_t$ = alkoholin kulutus, $\ln PRICEr_t$ = reaalihinta, $\ln INCr_t$ = reaalitulot) ovat tyypillisiä taloudellisia trendisarjoja[2]. Kulutussarjassa on selvästi nähtävissä edellisen merkittävän alkoholipoliittisen ratkaisun (keskioluen vähittäismyynnin vapauttaminen v. 1968) kulutusta lisännyt vaikutus.

Seuraavassa analysoidaan aluksi $\Delta \ln X_t$-muunnossarjoja, ts. %-kasvusarjoja, koska tasosarjat ovat epästationaarisia. Epästationaarisuus aikaansaa tiettyjä tilastollisia päättelyongelmia. Toisaalta $\Delta \ln X_t$-sarjojen jousto- ja veromuutostulkinnat ovat helpommin analysoitavissa kuin tasosarjojen. Erinäisten kokeilujen jälkeen päädyttiin seuraavaan mallin (ks. Taulu 1.), jonka tilastollinen diagnostiikka on tyydyttävä. Malliin on lisätty vuoden 1969 kohdalle dummy-muuttuja, joka kuvaa voimakasta kulutuksen tason nousua vuoden 1968 keski-

[2] *Sarjojen yksikköjuuritestaustulokset löytyvät tekijän em. julkaisusta (*Linden *2004). Kaikki sarjat ovat epästationaarisia, ts.* I*(1)-sarjoja.*

oluen vapauttamisen takia. Kulutuksen dynamiikkaa ajassa kuvaa muuttuja $\Delta \ln CONS_{t-1}$. T-arvot ovat havaitun heteroskedastisuuden suhteen korjattuja.

Mallin dynamiikan ratkaisu tuottaa kulutuksen hinta- ja tulojoustoiksi: –0.76 ja +0.74. Joustoarvot antavat aiheen tulkintaan, että alkoholin kulutuksen kasvu on pystytty pitämään vakioisena tulovaikutusta neutralisoivan hinnoittelupolitiikan avulla. Malli ja sen rekursiiviset parametriestimaatit ovat pysyneet vakaina viimeisen 30 vuoden aikana (ks. *Linden* 2004).

Eksogeenisten sarjojen $\Delta lnPRICEr_t$ ja $\Delta lnINCr_t$ vuosien 2003–2012 ennusteet johdettiin näiden sarjojen AICC-optimaalisten ARMA -mallien avulla. Sarjalle $\Delta lnPRICEr_t$ ratkaisuksi saatiin ARMA(2,1) -malli ja sarjalle $\Delta lnINCr_t$ ARMA(0,1) -malli (ks. *Linden* 2004). Kuva 2. antaa sarjat $\Delta lnPRICEr_t$ ja $\Delta lnINCr_t$ ARMA-ennusteineen ja vuoden 2004 22%:n veromuutoksen antaman hinnan laskun sarjassa $\Delta lnPRICEr_t$.

Seuraavaksi laskettiin vuosien 2003–2012 alkoholikulutuksen %-muutoksen ennusteet näiden ennustesarjojen avulla (Taulu 2).

Ennusteiden standardivirheet ja stabiilisuustesti laskettiin siten, että ilman veromuutosta kulutus kasvaisi vuosien 2000–2002 km. tasoa, noin 4 %, vuosina 2003–2012. Huomattakoon, että malliennusteiden antama kasvuaste muiden vuosien kuin 2004 kohdalla on vain 2.9 % –3.4 %. Tämä johtuu sarjojen $\Delta lnPRICEr_t$ ja $\Delta lnINCr_t$ ARMA-ennusteiden rakenteesta. Taulu 2 osoittaa, että kulutuksen kasvu vuonna 2004 on merkittävä. Pitkällä aikavälillä veromuutoksen hinnanlasku (22%) johtaa suurella todennäköisyydellä samansuuruiseen kulutuksen nousuun. Kulutuksessa tapahtuu selkeä tasosiirtymä ylöspäin.

Taulu 2. Litra per henkilökulutuksen muutoksen dynaamiset ennusteet vuosille 2003–2012.

Ennusteperiodi 2003–2012

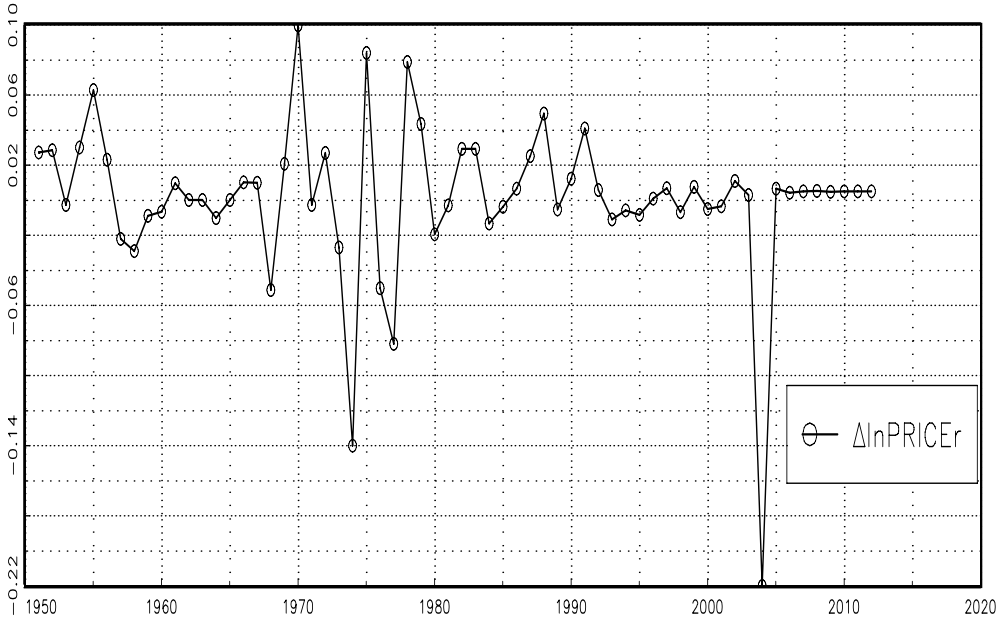
Vuosi	Ennuste	SE
2003	0.034	0.035
2004	0.193**	0.059
2005	0.029	0.036
2006	0.032	0.036
2007	0.032	0.036
2008	0.031	0.036
2009	0.032	0.036
2010	0.032	0.036
2011	0.032	0.036
2012	0.032	0.036

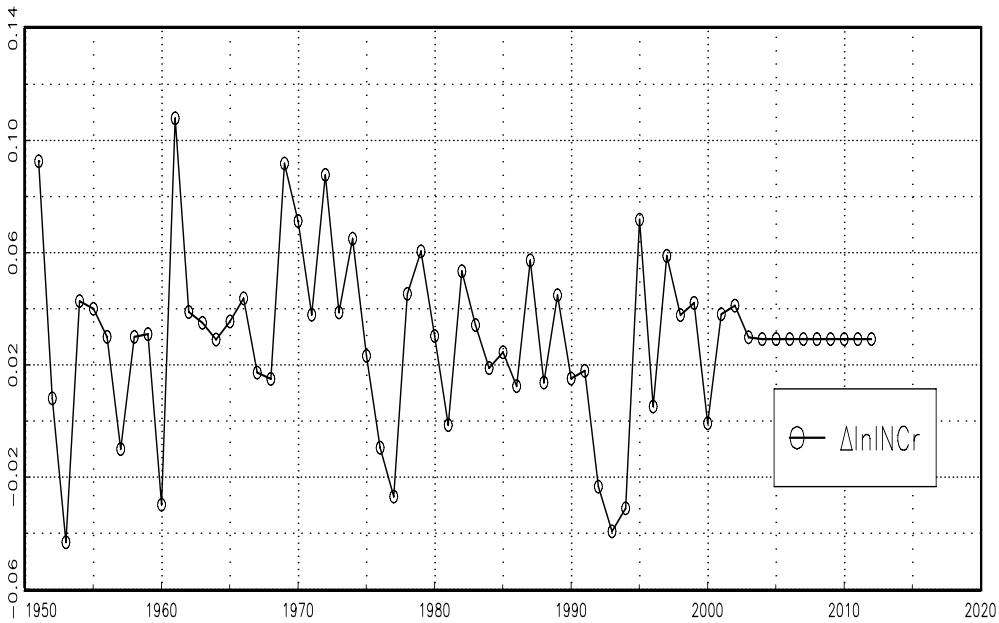
Ennusteiden stabiilisuus 2003 – 2012:
χ^2 (10) = 29.50 [0.001] **

Kuva 3 antaa kulutuksen pitkän aikavälin ennusteet ja 95 %:n luottamusvälit aineiston perusmuodossa, ts. litraa/henkilö 100 % alkoholia. Vaikkakin kuvan sanoma on selkeä – alkoholin kulutuksen kasvu voi olla merkittävää – on huomattava, että pitkän aikavälin ennusteet ovat hyvin epävarmoja. Huomioimalla luottamusvälit vuoden 2004 95 %:n ennusteväli on 7.8.–11.2 litraa ja todennäköisin kulutusarvo on noin 9.3 litraa mikäli ennusteiden jakaumat ovat normaalisia. Vuoden 2003 tasosta nousu olisi noin 22 %. Taulu 3 antaa numeeriset arvot vuosien 2003–2012 ennusteille ja niiden 95 %:n luottamusväleille.

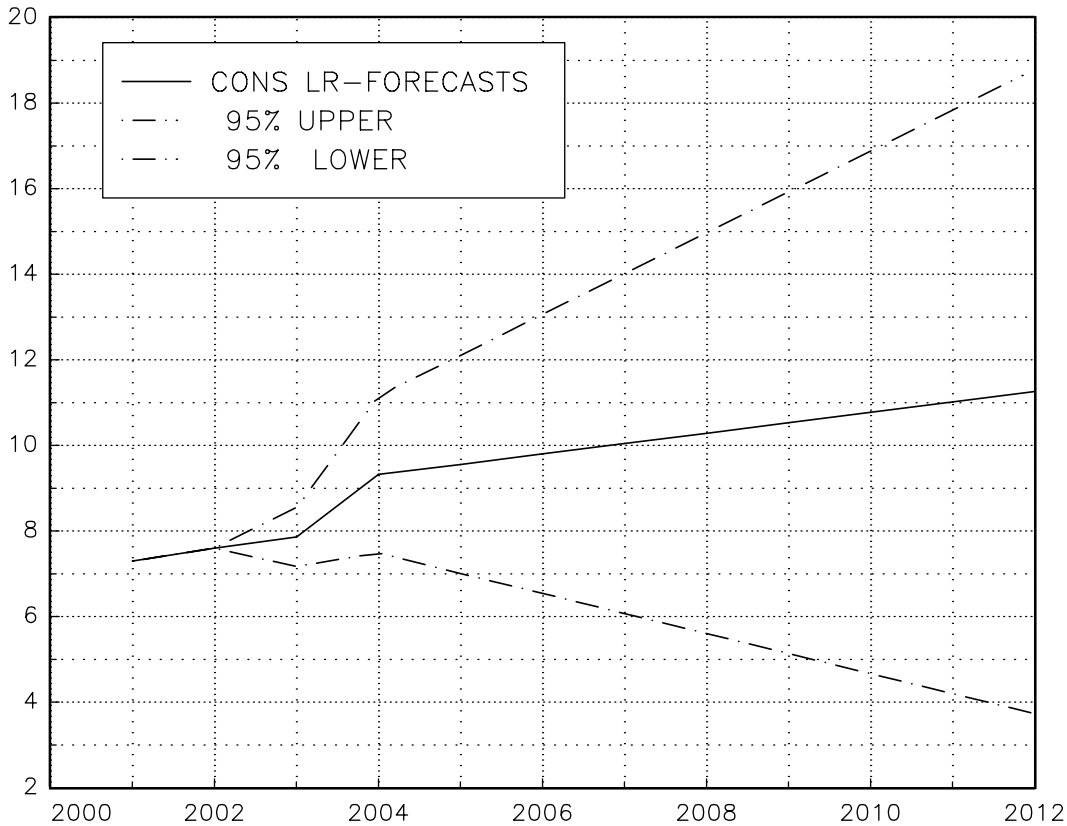
Edellä ollut ennusteanalyysi on monessa suhteessa puutteellinen – jopa virheellinen, sillä sarjojen $\Delta lnPRICEr_t$ ja $\Delta lnINCr_t$ vuosien 2003–2012 ARMA-ennusteita pidettiin kiinteinä lukuina, joihin ei liittynyt minkäänlaista ennustajaepävarmuutta. Mikäli estimointiepävarmuus huomioidaan sekä ennustajien että itse ennustettavan sarjan $\Delta lnCONS_t$ dynaamikan suhteen, ennusteet ja niiden jakaumat täytyy

Kuva 2. Kulutuksen reaalihinnan ja käytettävissä olevien reaalitulojen muutokset 1950–2002 ja niiden ARMA-ennusteet 2003–2012 ja 22 %:n hinnan lasku v. 2004.





Kuva 3. Alkoholin litra per henkilökulutuksen pitkän aikavälin ennusteet 2003–2012.



Taulu 3. Litra per henkilökulutuksen pitkän aikavälin ennusteet vuosille 2003–2012.

Vuosi	95 % alaraja	keskiarvo	95 % yläraja
(2002)		(7.6)	
2003	7.16	7.86	8.55
2004	7.84	9.32	11.16
2005	7.00	9.55	12.09
2006	6.54	9.81	13.05
2007	6.07	10.04	14.01
2008	5.68	10.28	14.96
2009	5.13	10.52	15.95
2010	4.66	10.77	16.87
2011	4.19	11.02	17.83
2012	3.76	11.25	18.78

johtaa varsin monimutkaista kaavaa hyödyntäen ja bootstrap -simulointien avulla.[3)]

4. Alkoholin kulutuksen tasomalli

Edellä tehty analyysi rakentui kulutuksen kasvun tarkastelun varaan, vaikka ennusteiden

[3] *Mallin dynamiikka ja stokastiset ennustajat* (ennustajaepävarmuus) *johtavat OLS-kehikossa harhaisiin ja ei-normaalisiin ennustejakaumiin. Bootstrap -tulokset dynaamisen kulutusmallin kohdalla antoivat varsin leveät ja oikealle vinot ennustejakaumat eri ennustevuosille. Sen sijaan ennusteiden mediaanit eivät poikenneet paljon Taulun 3 tuloksista (ks.* Linden *2004).*

Taulu 4. Alkoholin pitkän aikavälin litra per henkilökulutuksen virheenkorjausmalli.

Pitkän aikavälin ratkaisu (ADL(2,2)):

$$\ln CONS_t = -1.129 + 2.869D1969 - 0.031Trend - 1.636\ln PRICEr_t + 2.294\ln INCr_t$$

Yksikköjuuritestaus ADF_{CI} 1953–2002

Kriittiset arvot 5 % = –2.947 1 % = –3.209

	t-adf	viive
Res_t	–3.314**	0

Virheen korjausmalli: Endogeeninen $\Delta\ln CONS_t$
Otos: 1952–2002

Muuttuja	Kerroin	t-arvo (HCSE)
D1969	0.313	8.781
$\Delta\ln CONS_{t-1}$	0.189	2.344
$\Delta\ln PRICE_t$	–0.604	–4.521
$\Delta\ln INCr_t$	0.710	4.985
Res_{t-1}	–0.118	–1.974

R^2 = 0.801
SE = 0.033, STD($\Delta\ln CONS_t$) = 0.066

DW = 1.74, AR 1–2: F(2,44)	= 0.449	[0.641]
ARCH 1: F(1,44)	= 5.546	[0.023] *
Normality χ^2_N (2)	= 3.413	[0.182]
White Xi^2 F(9, 36)	= 0.420	[0.915]
White Xi*Xj F(15,30)	= 0.499	[0.921]
RESET F(1,45)	= 0.051	[0.821]

merkitys arvioitiin myös kulutuksen tason suhteen (Kuva 3 ja Taulu 3). Seuraavassa ei tämän takia johdeta tasoennusteita toistamiseen vaan keskitytään arvioimaan mikä on kulutuksen tason pitkän aikavälin yhteisintegroituvuusrelaatio reaalisen hintatason ja kotitalouksien käytettävissä olevien tulojen kanssa. Koska viimeksi mainittuja voidaan pitää eksogeenisena kulutuksen kannalta, estimoitiin dynaaminen selitysmalli sarjalle $lnCONS_t$. Alustavien tarkasteluiden jälkeen 2-periodin viivemalli (ADL(2,2)) osoittautui kelvolliseksi vaihtoehdoksi. Taulu 4 raportoi tämän mallin pitkän aikavälin ratkaisun, residuaalin stationaarisuusanalyysin ja virheenkorjausmallin (ks. myös *Linden* 2004).

Tulokset puhuvat pitkän aikavälin tasapainorelaation puolesta alkoholin kulutuksen, reaalihinnan ja tulojen välillä. Relaation estimoitu parametrisointi korostaa tulotekijän merkitystä hintatekijän kustannuksella kulutuksen kannalta pitkällä aikavälillä. Joustotulkinnan mukaiset estimaattien arvot ovat kuitenkin yllättävän suuria. Sen sijaan estimointitulokset virheenkorjausmallin tiimoilta ovat varsin lähellä Taulun 1 tuloksia.

Tärkein ero on tilastollisesti merkitsevän virheenkorjaustermin Res_{t-1} tuomassa lisässä. Termin tulkinta on tärkeä. Estimaatin arvo –0.118 merkitsee, että tasapainorelaatio uusiutuu noin 8 1/2 vuoden kuluessa ulkoisen ”häiriön”, esim. veropolitiikan muutoksen takia.

Huomioimalla tämä ja edellä saadut ennustetulokset voidaan arvioida että Suomen alkoholiolot ovat varsin ennakoimattomat vuosina 2004–2012.

5. Johtopäätökset

Edellä estimointiin alkoholin kulutuksen ja sen muutoksen ekonometriset mallit Suomen aineistolla vuosina 1950–2002. Kulutuksen selittäjinä käytettiin alkoholin tilastoidun kulutuksen reaalihintaa ja kotitalouksien käytettävissä olevia reaalituloja. Kulutusennusteet johdettiin kulutusmuutosmallin tulosten pohjalta kiinteiden ennustajien tapauksessa. Nämä saatiin reaalihinta- ja tulosarjan ARMA-mallien ennusteista huomioimatta niiden stokastista luonnetta. Kiinteiden ennustajien tapauksessa on kyse siitä, miten historiallinen annettu aineisto ehdollistaa annetun mallin ja ennustajien puitteissa ennusteita. Tällöin se, mitä tiedämme nyt, ennustaa ainoastaan tulevaa alkoholikulutusta. Tulevaisuuden epävarmuutta ennustajien suhteen ei tällöin huomioida.

Kulutusmallin lyhyen aikavälin hinta- ja tulojoustot olivat –0.60 ja +0.58. Pitkän aikavälin joustot olivat –0.76 ja +0.74. Yhteisintegroituvuusanalyysi osoitti, että kulutuksella on stabiili pitkän aikavälin relaatio hinnan ja tulojen suhteen, jonka palautuminen esim. veromuutoksen takia kestää runsaat 8 vuotta.

Riippumatta siitä miten kulutusennusteet johdettiin lyhyellä aikavälillä (2004–2006) tilastoitu alkoholin kulutus tulee kasvamaan Suomessa hyvin suurella todennäköisyydellä tasolle, joka on hieman alle 10 litraa/asukas 100 % alkoholia. Vuoden 2003 kulutustaso nousisi siten noin 25 %. Pitemmän aikavälin (2007–2012) ennusteet puhuvat myös kasvavan kulutustason puolesta, mutta kasvuvauhti taantuu takaisin noin 3–4 %:n kasvutasolle. Pitemmän aikavälin ennusteet ovat kuitenkin varsin epäluotettavia – kuten ovat myös lyhyen aikavälin ennusteet, mikäli kaikkiin ekonometrisen mallin ennustamisen epävarmuus- ja virhelähteisiin suhtaudutaan vakavasti. □

Lähteet

Diebold, F.X. (1998): *Elements of Forecasting,* South-Western. NY.

Feldstein, M. (1971): "The Error of Forecast in Econometric Models when the Forecast-Period Exogenous Variables Are Stochastic", *Econometrica*, 39, s. 5–60.

Linden, M. (2004): "Vuoden 2004 Alkoholiverotuksen muutoksen kulutusvaikutusten ennustaminen". *Keskustelualoitteita N:o 13*, Joensuun yliopisto, Taloustieteiden laitos – kansantaloustiede (http://www.joensuu.fi/taloustieteet/ktt/).