



Miten vuoden 2018 alkoholilaki vaikutti alkoholin tilastoituu kulutukseen? Aikasarjamallinnuksen tuloksia

PÄÄLÖYDÖKSET

- Vuoden 2018 alkoholilaki lisäsi mietojen alkoholijuomien saataavuutta. Elintarvikeliikkeissä myytävien alkoholijuomien enimmäisalkoholipitoisuus nousi 4,7 prosentista 5,5 prosenttiin, ja valmistustapamenetelmää koskevat rajoitukset poistettiin, mikä mahdollisti juomasekoitusten myynnin ruokakaupoissa.
- Tilastojen perusteella yli 4,7-prosenttisten oluiden ja juomasekoitusten myynti kasvoi merkittävästi vuoden 2018 alkoholiuudistuksen jälkeen, mutta miedompien juomien myynti on vastavasti vähentynyt.
- Vuoden 2018 alkoholilain itsenäistä vaikutusta tilastoituu kulutukseen arvioitiin käyttämällä aikasarjamallia, jossa huomioitiin muiden tekijöiden (alkoholivero, alkoholin matkustajatuonti, talous, lämmin kesä, varastointi ennen veromuutosta) aiheuttamat muutokset alkoholin kulutukseen.
- Koko tutkimusjakson (1/2000–8/2021) kattavan aikasarjamallin mukaan vuoden 2018 alkoholilaki lisäsi tilastoitua kulutusta 3,5 prosenttia ($p=0,048$). Jos koronaepidemian aika jätettiin analyysistä pois, arvio alkoholilain vaikutuksesta oli +2,5 % ($p=0,19$).
- Alkoholikuolleisuuden laskeva trendi kääntyi kasvuun vuonna 2018

Johdanto

Vuonna 2018 tuli voimaan uusi alkoholilaki (1102/2017; jäljempänä 'Alkoholilaki'). Alkoholinkulutukseen kohdistuvien vaikutusten kannalta lain tärkeimmät muutokset olivat elintarvikeliikkeissä myytävien alkoholijuomien enimmäisalkoholipitoisuuden nostaminen 4,7 prosentista 5,5 prosenttiin ja valmistustapamenetelmää koskevan rajoituksen poistaminen, mikä mahdollisti tislatuista väkevästä alkoholijuomista sekoitettujen juomasekoitusten (long drink -juomien) myynnin ruokakaupoissa. Nämä muutokset astuivat voimaan tammikuussa 2018. Lisäksi maaliskuun 2018 alusta lukien anniskelupaikat saivat jatkoaikaluvan omalla ilmoituksella, annosmääriä koskevat rajoitukset purettiin, anniskeluaika jatkollualla piteni kello puoli neljästä neljään ja juomien nauttimisaika piteni viiteen.

Lain valmisteluvaiheessa ennakoitiin, että alkoholijuomien saatavuuden kasvu voisi lisätä alkoholinkulutusta ja haittoja. Hallituksen esityksessä alkoholilain (HE 100/2017) katsottiin, että sen vaikutuksia tulisi arvioida kolmen vuoden kuluttua lain voimaantulosta. Tässä tutkimuksessa tavoitteenamme on arvioida lain *itsenäistä* vaikutusta alkoholin myyntiin. Tehtävänä on siis erottaa lain vaikutus muiden alkoholin kulutukseen vaikuttaneiden ja samaan aikaan muuttuneiden tekijöiden vaikutuksista. Tutkimus on päivitys aiempaan aikasarja-analyysiin (Mäkelä & Norström 2019), jossa alkoholilain vaikutusta arvioitiin, kun se oli ollut voimassa 10 kuukautta. Tämän erillisanalyysin lisäksi THL julkaisee syksyllä 2022 laajemman arviointiraportin alkoholilain muutoksen vaikutuksista.

Tilastoissa näkyvät muutokset

Vuosien 2017 ja 2018 alkoholinkulutustilastojen vertailu kertoo, että kokonaiskulutus eli tilastoituu ja arvioitu tilastoimaton kulutus yhteensä yli 15-vuotiaasta asukasta kohti kasvoi 0,9 prosenttia ja tilastoituu kulutus väheni 0,1 prosenttia. Kokonaiskulutus kasvoi, koska matkustajatuonti kasvoi, mutta Suomen sisäiseen tilastoituu alkoholinmyyntiin vaikuttaneiden tekijöiden yhteen laskettu vaikutus oli lähellä nollaa.

Vuonna 2018 alkoholin myynti elintarvikeliikkeissä lisääntyi, kun taas Alkon myymälöissä myynti väheni ja anniskelumyynti pysyi samalla tasolla kuin vuonna 2017 (kuvio 1). Kuvio 2 puolestaan kertoo, että yli 4,7-prosenttisten oluiden ja juomasekoitusten (long drink -juomien) myynti lisääntyi merkittävästi, mutta samaan aikaan alle 4,7-prosenttisten juomasekoitusten ja siidereiden sekä erityisesti keskioluen myynti väheni. Kaiken kaikkiaan oluiden myynti elintarvikeliikkeissä ja Alkoissa sataprosenttisena alkoholina mitattuna väheni hieman vuosien 2017 ja 2018 välillä (-1,4 %), kun taas juomasekoitusten myynti kasvoi yli 50 prosenttia. Valviran mukaan elintarvikeliikkeissä myytävien alkoholijuomien keskivahvuus nousi 4,5 prosentista 4,7 prosenttiin vuosien 2017 ja 2018 välillä.

Tutkimusasetelma

Kuviossa 3 esitetään kuukausittainen alkoholimyynti vuosina 2000–2021, kun kuukausien välinen systemaattinen kausivaihtelu on poistettu (ks. tarkemmin kuvion 3 alaviite). Vuoden 2018 alkoholilain mahdollisesta itsenäisestä vaikutuksesta saadaan viitteitä vertaamalla tammikuun 2018 jälkeistä kulutusta siihen, mitä olisi voitu odottaa pitkän aikavälin kulutustrendin perusteella. Kuvion 3 kulutustietoihin on sovitettu kaksi suoraa. Ensimmäinen on sovitettu ajanjaksolle 06/2007–12/2017 ja merkitty katkoviivalla jatkumaan tämän jälkeen. Toinen on sovitettu ajanjaksolle tammikuusta 2018 eteenpäin.

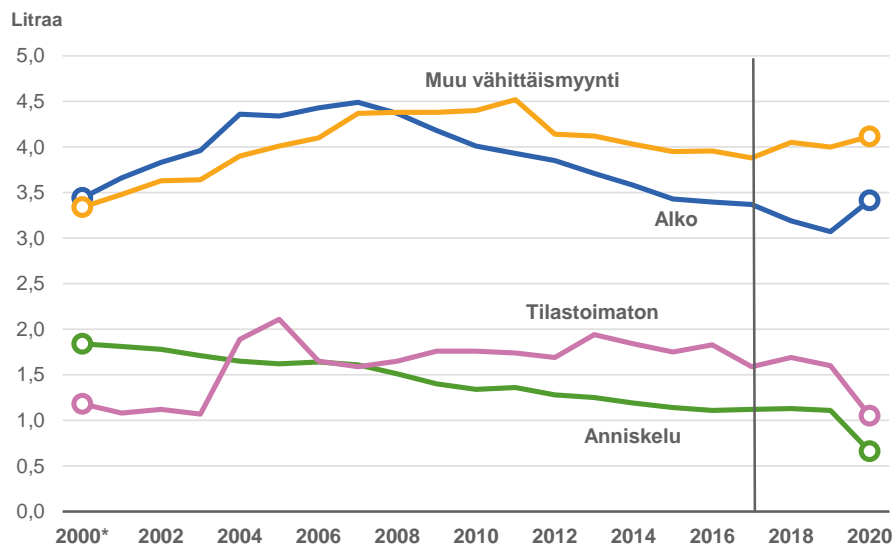
Pia Mäkelä

THL

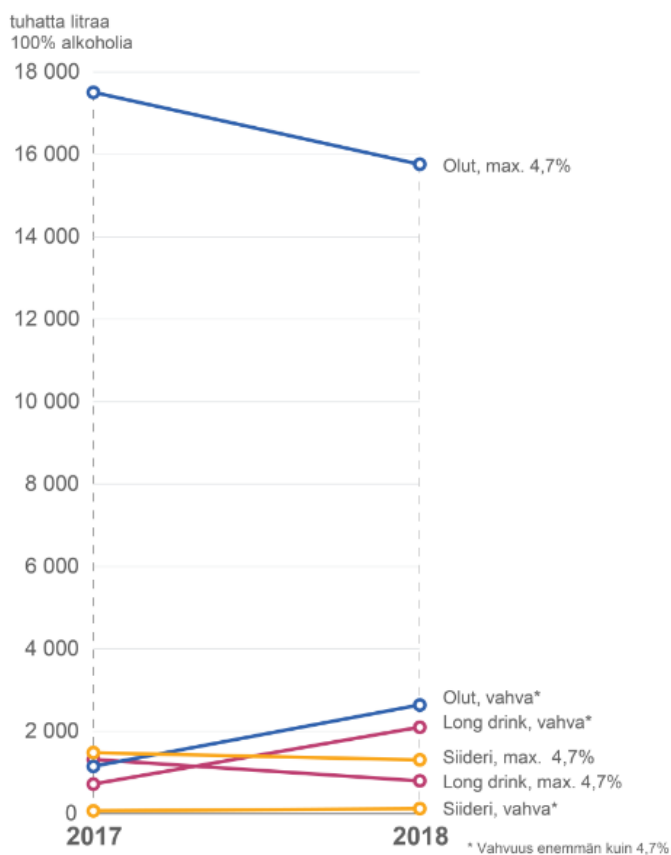
pia.makela(at)thl.fi

Thor Norström

Swedish Institute for Social Research,
Stockholm University



Kuvio 1. Alkoholin kulutus 15 vuotta täyttänyttä asukasta kohti jakelutien mukaan litroina 100-prosenttista alkoholia

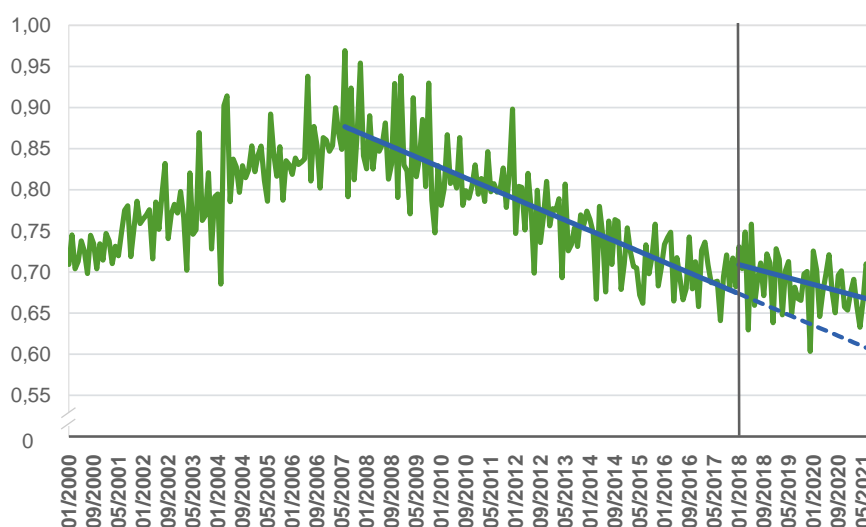


Kuvio 2. Mietojen alkoholijuomien tilastoitu kulutus alkoholijuomatyypin mukaan vuosina 2017 ja 2018.

Verrattuna siihen, mitä aiemman kulutustrendin perusteella olisi voitu odottaa (merkitty katkoviivalla), alkoholin myynti vuonna 2018 oli hieman korkeammalla tasolla: tasosiirtymä alkoholilain astuttua voimaan oli 5,0 prosenttia eli 0,03 litraa kuukaudessa tai 0,4 litraa sa-taprosenttista alkoholia 15 vuotta täyttäneitä asukasta kohti vuodessa.

Keskeinen kysymys on, kuvastaako kuvion 3 trendiviiva todennäköistä skenaariota siitä, mitä olisi tapahtunut ilman lakimuutosta. Yksi olennainen alenevan trendin syy ovat olleet vuosien 2008–2014 viisi alkoholiveron korotusta – jokaisella kerralla alkoholin kokonaiskulutus väheni – mutta myös yleisemmät kulttuuriset muutokset ovat voineet vahvistaa tätä kehitystä. Koska alkoholiveroa korotettiin 10 prosenttia vuonna 2018 (ja edelleen vuosina 2019 ja 2021) eikä ole syytä epäillä mahdollisen pidemmän aikavälin kulttuurisen muutoksen lakaneen juuri vuonna 2018, vaikuttaa uskottavalta, että ilman lain voimaan tuloa alkoholin kulutus olisi vähentynyt entiseen malliin. Toisaalta yhteiskunnallisten ilmiöiden kehitys ei aina noudata suoraa linjaa. Alkoholiverot eivät ole alkoholilain lisäksi ainoa tekijä, joka vaikuttaa väestön alkoholin kulutukseen, ja ihanteellisesti kaikkien näiden muiden tekijöiden kehitys olisi otettava huomioon sen arvioimiseksi, miten alkoholinkulutus olisi kehittynyt ilman lakimuutosta.

Litraa 100% alkoholia



Kuvio 3. Alkoholin tilastoitu kulutus kuukausittain, kun kulutuksen kausivaihtelu on poistettu, 01/2000–08/2021 (huomaa: pystyakseli on katkaistu). Lakimuutoksen hetki (1.1.2018) on merkitty pystyviivalla. Kuviossa on näytetty kaksi yksinkertaista trendiviivaa: 06/2007–12/2007 ja 1/2018–.

¹ Kausivaihtelu on poistettu vähentämällä kustakin tammikuun arvosta kaikkien (koronaepidemiaa edeltäneiden) tammikuiden keskiarvo ja lisäämällä kaikkien kuukausien keskiarvo, ja vastaavasti muille kuukausille.

Kun arvioidaan minkä tahansa politiikkamuutoksen vaikutusta, tehtävänä on arvioida ero havaitun lopputuleman ja niin sanotun kontrafaktuaalisen skenaarion välillä eli ero siihen lopputulemaan, joka olisi havaittu, jos politiikkamuutosta ei olisi tehty. Kaikissa politiikkamuutosten vaikutustutkimuksissa haasteena on se, että lopputulosta ei voida koskaan mitata molemmissa tapauksissa - muutoksen kanssa ja ilman muutosta (Loi ja Rodrigues 2012). Lääketieteellisissä tutkimuksissa ongelma ratkaistaan vertaamalla satunnaistettuja ryhmiä, joista toinen altistetaan tutkittavalle muutokselle, mutta politiikkamuutoksiin tämä ratkaisu ei sovellu. Muutakaan sellaista kontrolliryhmää ei ole saatavilla, joka olisi jäänyt lain vaikutusten ulkopuolella. Usein oletuksena käytetään, että ilman politiikkamuutosta aiempi trendi olisi jatkunut (ks. yllä kuvio 3). Joskus tehdään ”ennen-jälkeen” vertailua eli oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi ja paremman vaihtoehdon puutteessa, että ilman politiikkamuutosta edellisen ajanhetken tilanne olisi jäänyt voimaan. Usein on kuitenkin selvää, ettei tämä ole perusteltu oletus. Kuviossa 3 esitetyt pitkän aikavälin laskevat suuntaukset alkoholin kulutuksessa ja alkoholiveron korotukset vuosina 2018, 2019 ja 2021

viittaavat vahvasti siihen, että vuoden 2017 käyttäminen vertailukohtana aliarvioisi alkoholilain muutoksen vaikutusta.

Tieteellisissä politiikkavaikutusten arvioinneissa on tullut tavaksi käyttää niin kutsuttua keskeytettyä aikasarja-analyysiä (interrupted time series analysis; Bernal ym. 2017). Tässä lähestymistavassa mitattava asia (tai oikeammin sen muutos) mallinnetaan politiikkamuutoksen ja kaikkien muiden kyseiseen asiaan vaikuttavien havaittujen tekijöiden (tai niiden muutoksen) funktiona. Näin politiikkamuutoksen itsenäinen vaikutus voidaan erottaa muiden havaittavien, mitattujen, lopputulokseen vaikuttavien tekijöiden vaikutuksista. Näin ollen malli tarjoaa tilastollisen tavan arvioida vaihtoehtoista skenaariota ja ottaa se huomioon politiikan vaikutusta arvioitaessa. Tyypillisesti sarjoista poistetaan trendit ja tutkitaan sarjojen muutosten välisiä yhteyksiä, jotta harhaanjohtavien korrelaatioiden riski voidaan minimoida.

Tutkimuskysymys

Tutkimuskysymyksemme on: kun otetaan huomioon muiden alkoholinkulutukseen vaikuttavien tekijöiden muutokset, mikä on lakimuutoksen arvioitu itsenäinen vaikutus tilastoitun alkoholinkulutukseen?

Vastataksemme tähän kysymykseen sovitamme aikasarjamallin aineistoon, joka sisältää kuukausittaista väestötason tietoa alkoholin tilastoidusta kulutuksesta ja siihen vaikuttavista tekijöistä. Tutkimuksen toteutustapa (aineisto, mittaukset sekä tilastolliset mallit) on kuvattu tämän julkaisun lopussa olevassa Näin tutkimus tehtiin -laatikossa sivuilla 8–10.

Alkoholilain lisäksi muita huomioon otettavia tekijöitä ovat alkoholiverot, väestön taloudellinen tilanne, kesän lämpimyyden (huomattavasti lämpimämpi kesä vuonna 2018 kuin vuonna 2017) sekä muutokset myymälöiden varastoinnissa, joita voidaan nähdä ennen alkoholiverojen muutoksia (ks. tarkemmat tiedot julkaisun lopusta). Lisäksi Viron matkustajatuonnin muutokset on syytä sisällyttää analyysiin, koska Viroa voidaan pitää Suomen alkoholimarkkinoiden kilpailijana: jos se houkuttelee suomalaisia tekemään enemmän ostoksia (kuten se teki vuonna 2018 verrattuna vuoteen 2017), kyseiset ostokset ovat osittain mutta eivät kokonaan pois niistä ostoksista, joita suomalaiset olisivat tehneet Suomessa ilman tätä ulkoista muutosta. Tämä vaikutus otetaan huomioon ottamalla matkustajien alkoholintuonti mukaan malliin yhtenä monista suomalaisten tilastoitua alkoholinkulutusta ennustavista tekijöistä. Talouden eri osa-alueista ainoa, jota mitataan kuukausittain, on työttömyys, joten käytämme sitä mallissa talouden mittarina. Sisällytämme malliin lisäksi kaksi sen ennustekykyä parantavaa teknistä muuttujaa: pääsiäinen (sen osuminen maaliskuuhun tai huhtikuuhun) ja kuhunkin kuukauteen sisältyvien perjantaiden ja lauantaiden lukumäärä.

Tulokset

Taulukossa 1 esitetään kausivaihtelun huomioivan ARIMA-mallin tulokset. Mallin mukaan lain vaikutus tilastoitun kulutukseen, kun muiden tekijöiden vaikutus otetaan huomioon, oli +3,5 prosenttia.

Mallissa trendit poistettiin eli tutkittiin yhteyttä alkoholin tilastoidun kulutuksen muutosten ja selittävien tekijöiden muutosten välillä, jotta yhteiset trendit eivät aiheuttaisi tuloksiin harhaa. Tämä menettely on yleinen ja tarpeen, mutta samalla se voi johtaa myös estimaattien konservatiivisuuteen (aliarvointiin). Kuten yllä todettiin, Kuvion 2 pohjalta alkoholinkulutuksen olisi odottanut vähenevän ilman Alkoholilakia vuonna 2018, ja todennäköisesti trendiin ovat vaikuttaneet taulukon 1 mallissa mukana olevien tekijöiden lisäksi myös yleisemmät kulttuuriset tekijät. Jos tällaisia (kulttuurisia tai muita) tekijöitä oli olemassa ja ne vaikuttivat kulutukseen edelleen vuoden 2017 jälkeen, lain itsenäinen vaikutus on mallissa aliarvioitu.

Taulukko 1. Mallin antamat estimaatit Alkoholilain ja muiden tekijöiden vaikutuksista alkoholin tilastoitun kulutukseen 15 vuotta täyttäneitä asukasta kohti. Kukin estimaatti on arvio kyseisen tekijän itsenäisestä vaikutuksesta eli vaikutuksesta, kun muut tekijät on vakioitu. Malli on arvioitu kuukausittaisen aikasarja-aineiston pohjalta, 1/2000–8/2021. Semi-logaritminen malli¹. Eri muuttujien estimaattien koot eivät ole vertailukelpoiset.

	Estimaatti	Prosentteina ¹	Keskivirhe	p-arvo
Alkoholilaki	0,034	3,5	0,017	0,048
Alkoholivero	-0,012	-1,2	0,002	<0,001
Matkustajatuonti	-0,413	-33,8	0,152	0,007
Työttömyys	-0,003	-0,3	0,004	0,434
Kauniit kesäpäivät	0,004	0,4	0,001	<0,001
Varastointi	0,056	5,8	0,008	<0,001
Pe-La	0,009	0,9	0,005	0,047
Pääsiäinen	0,067	6,9	0,010	<0,001
Q* (p)	14,078 (0,295)			

Malli: (3,0,0) (2,1,0,12) Katso tarkemmin: Näin tutkimus tehtiin -laatikko tämän julkaisun lopussa.

*Box-Ljung testi residuaalien autokorrelaatiolle (lag 12)

¹ Semi-logaritminen malli tarkoittaa, että selitettävä muuttuja (alkoholin kulutus) on logaritmoitu, mutta selittäviä muuttujia ei ole. Semi-logaritmisessa mallissa regressiokertoimen eli estimaatin b tulkinta on: kun selittävä muuttuja kasvaa yhdellä kyseisen muuttujan yksiköllä (esimerkiksi Alkoholilain arvo kasvaa nolasta yhteen eli tulee voimaan), prosenttimuutos selitettävässä muuttujassa eli alkoholin tilastoidussa kulutuksessa saadaan kaavasta: $(\exp(b) - 1) \times 100\%$. Esimerkiksi Alkoholilaki: $(\exp(0.034) - 1) \times 100\% = 3.5\%$.

Herkkyysanalyysissä havaittiin, että jos alkoholin matkustajatuonti jätettiin pois mallista, lain estimaatti pieneni vain hieman, 0,032:een ($p=0,052$). Alkoholiveroilla oli suurin vaikutus lain estimaattiin: jos sekin jätettäisiin pois mallista, lain estimaatti laskisi 0,016:een ($p=0,36$).

Teimme myös herkkyysanalyysin siitä, vaikuttaisiko pandemiajakson (maaliskuusta 2020 alkaen) poistaminen mallin antamiin arvioihin. Malli oli useimmissa suhteissa samanlainen, mutta työttömyyden vaikutus arvioitiin voimakkaammaksi vaikkakin yhä tilastollisesti ei-merkittäväksi ($-0,010$, $p=0,177$). Lisäksi Alkoholilain vaikutus pieneni 3,5 prosentista 2,5 prosenttiin, jolloin estimaatti muuttui ei-merkittäväksi ($p=0,193$). Tämä tarkoittaa, että sellaisissa tapauksissa, joissa vaikutusta ei todellisuudessa ole, sattuma voisi johtaa yhdellä kerralla viidestä tämän suuruiseen tai suurempaan arvioon (2,5 prosenttia tai enemmän).

Taulukossa 1 näytetyt arviot muiden muuttujien vaikutuksista alkoholin myyntiin (koko ajanjaksolla, ei vain vuosina 2017–2018) olivat odotetun kaltaisia. Taulukon 1 estimaatit eivät ole keskenään vertailukelpoisia. Kun nämä tekijät vielä lisäksi muuttuivat eri määriä eri suuntiin, taulukkoon 2 on vielä selvyuden vuoksi koostettu tieto siitä, miten tilastoidun alkoholikulutuksen voi mallin perusteella ja havaituilla muutoksilla kyseisissä selittävisissä muuttujissa olettaa muuttuneen vuosien 2017 ja 2018 välillä kunkin eri tekijän vaikutuksesta. Muiden tekijöiden vaikutukset olivat seuraavanlaisia:

- Mallissa eli taulukossa 1 alkoholiverojen korotus on yhteydessä alkoholin myynnin vähenemiseen (tai päinvastoin, verojen väheneminen on yhteydessä myynnin lisääntymiseen); vuonna 2018 alkoholiveroja korotettiin, joten ne vähensivät alkoholin myyntiä vuonna 2018 (taulukko 2).
- Sama päti alkoholin maahantuontiin: mallissa havaittiin negatiivinen yhteys eli tuonnin kasvu johtaa myynnin vähenemiseen tai päinvastoin. Koska matkustajien alkoholin maahantuonti lisääntyi vuonna 2018, tämä vähensi alkoholin myyntiä vuonna 2018.

- Lämpimien kesäpäivien todettiin mallissa lisäävän myyntiä. Koska vuonna 2018 oli yli kaksi kertaa enemmän lämpimiä kesäpäiviä kuin vuonna 2017, tämä kasvatti alkoholin myyntiä vuonna 2018.
- Myös varastointivaikutus oli merkittävä: alkoholiverojen korotus oli yhteydessä tilastoidun kulutuksen kasvuun (kauppojen varastojen täyttämiseen) korotusta edeltävänä kuukautena ja tilastoidun kulutuksen laskuun (varastojen myymiseen asiakkaalle) korotuksen toteutumiskuukautena. Tämä tarkoittaa, että myös joulukuussa 2017 alkoholin tilastoitu myynti oli todennäköisesti keinotekoisesti korkeaa (eli ostot kauppoihin suurempia kuin myynti niistä) ja tammikuussa 2018 keinotekoisesti matalaa (eli ostot kauppoihin pienempiä kuin myynti niistä). Mallin mukaan varastointi siis vähensi myyntiä vuonna 2018 ja pienensi tilastoidun kulutuksen muutosta.
- Myös työttömyysmuuttujan piste-estimaatti oli odotusten mukainen (työttömyyden lisääntyminen – tai taloudellisen tilanteen heikkeneminen – vähentää alkoholin myyntiä tai päinvastoin), mutta estimaatti ei ollut tilastollisesti merkitsevä eli vaikutus mahtuu satunnaisvaihtelun rajoihin. Jos vaikutus oli olemassa, se hieman kasvatti alkoholin myyntiä vuonna 2018.
- Pääsiäinen lisäsi odotetusti myyntiä siinä kuussa, johon se osuu, ja perjantai- ja lauantapäivien suurempi määrä lisäsi alkoholin myyntiä kyseisessä kuussa. Näillä ei ollut vaikutusta vuosien väliseen muutokseen.

Kaiken kaikkiaan alkoholivero, varastointi ja matkustajatuonti vähensivät myyntiä vuosien 2017 ja 2018 välillä mallin mukaan noin 5,0 prosenttia ja lämmin kesä ja työttömyys lisäsivät myyntiä 1,7 prosenttia. Toisin sanoen ne yhdessä vaikuttivat myynnin vähenemiseen noin 3,3 prosentilla. Tästä syystä lain vaikutus (+3,5 %) ei näkynyt muutoksena tilastoissa vuosien 2017 ja 2018 välillä.

Taulukossa 1 esitetystä mallista pääteltävänä kiinnostavana yksityiskohtana voidaan lisäksi mainita, että yhden litran lisäys matkustajatuonnissa vähentää mallin mukaan myyntiä Suomessa noin 0,3 litralla. Tämä arvio saattaa olla hieman aliarvioitu ennustemuuttujan eli matkustajatuonnin mittausvirheen vuoksi (ns. regression dilution bias).

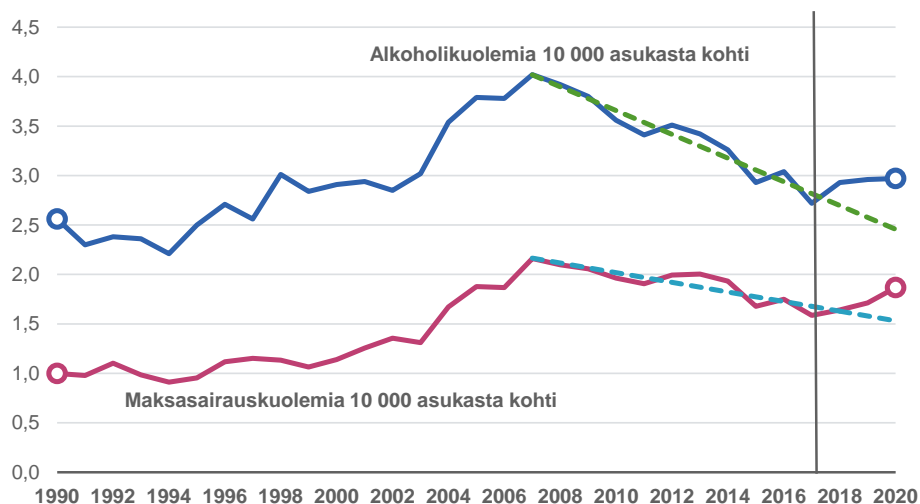
Taulukko 2. Selittävien muuttujien muutos vuosien 2017 ja 2018 välillä ja miten nämä muutokset ovat taulukon 1 estimaattien mukaan vaikuttaneet alkoholin tilastoidun kulutuksen muutokseen vuosien 2017 ja 2018 välillä.

	Selittävän muuttujan muutos 2017-18, yksikköä ¹	Vaikutus kulutuksen muutokseen 2017-18, %
Alkoholilaki	+1	+3,5
Alkoholivero	+3,2	-3,8
Matkustajatuonti	+0,02	-0,2
Työttömyys	-1,0	+0,3 (NS)
Kauniit kesäpäivät	+3,4 per kuukausi (+40 per vuosi)	+1,4
Varastointi	-2 ²	-0,9

¹ Alkoholilaki sai arvoja 0 ja 1. Alkoholiveron keskiarvo yli kaikkien aikapisteiden oli 30,7€ per litra 100% alkoholia; matkustajatuonnin keskiarvo (ennen koronaa) oli 0,14 litraa 100% alkoholia kuussa; työttömyyden keskiarvo oli 6,3 prosenttia; kauniita kesäpäiviä oli keskimäärin 3,7 kuussa, tai 44 vuodessa; varastointi sai arvon 1 veronkorotusta edeltävinä kuukausina ja -1 veronkorotusten kuukausina, muutoin 0.

² Muutos arvosta 0 arvoon 1 joulukuussa 2017 ja edelleen arvosta 1 arvoon -1 tammikuussa 2018. Nämä ovat vain yhtä kuukautta koskevia muutoksia, joten tulos täytyy jakaa 12:llä jotta saadaan vaikutus vuosikulutukseen. (NS=ei-merkitsevä (not significant))

Mallin tulokselle saadaan kiinnostava vertailukohta muutoksista alkoholikuolleisuudessa, joka on luotettavin alkoholiin liittyvien haittojen indikaattori. Kuviosta 4 käy ilmi, että sekä alkoholin aiheuttama maksasairauskuolleisuus että kaikista alkoholiperäisistä sairauksista ja alkoholimyrkytyksestä johtuva kuolleisuus vähenivät voimakkaasti vuosina 2007–2017. Tämä suuntaus kuitenkin kääntyi vuonna 2018. Erityisesti alkoholin aiheuttama maksasairauskuolleisuus on lisääntynyt selvästi.



Kuvio 4. Ikävakioitu alkoholikuolleisuus väestön 10 000 asukasta kohti vuosina 1990–2020. Punainen: alkoholin aiheuttamat maksasairauskuolleisuus; sininen= kuolleisuus alkoholiperäisiin sairauksiin ja alkoholimyrkytykseen. Vuosien 2007–2017 havaintoihin on sovitettu suora, joka kuviossa jatkuu vuoden 2017 jälkeen. Alkoholilain voimaantulon ajankohta on merkitty pystyviivalla.

Yhteenveto

Kun vuonna 2018 alkoholipitoisuudeltaan 4,7–5,5-prosenttisten oluiden ja juomasekoitusten myynti sallittiin elintarvikeliikkeissä, niiden kulutus myyntitilastojen mukaan lisääntyi huomattavasti. Samaan aikaan alle 4,7-prosenttisten juomien ja erityisesti keskioluen myynti kuitenkin väheni siinä määrin, että tilastoidun myynnin muutos vuosien 2017 ja 2018 välillä oli hyvin lähellä nollaa.

Aikasarjamallinnus ei antanut täysin yksiselitteistä vastausta lain vaikutuksesta, koska estimaatti oli jossain määrin herkkä mallinnukseen sisällytetylle ajanjaksolle (pandemiajakso mukana tai ei). Mallin estimaatti vaihteli +2,5 prosentista ja 3,5 prosenttiin riippuen siitä, olivatko pandemiajakson aikapisteet mallissa mukana. Ensin mainittu on pienempi kuin satunnaisvaihtelusta luotettavasti erotettavissa oleva arvo, jälkimmäinen suurempi. Havaitun satunnaisvaihtelun oloissa vaikutuksen pitää siis ylittää kolme prosenttia, jotta se voidaan luotettavasti erottaa satunnaisvaihtelusta, ja näyttää siltä, että vaikutus on saattanut olla tätä suuruusluokkaa. Johtopäätöksenä voidaan todeta, että alkoholilain vaikutuksen suuruudesta on jonkin verran epävarmuutta, mutta varsin todennäköiseltä vaikuttaa, että alkoholinkulutus on ollut noin kolme prosenttia suurempi kuin mitä se olisi ollut ilman lakimuutosta. Tämä tulos on yhdenmukainen kansainvälisen tutkimusnäytön kanssa, jonka mukaan alkoholin saatavuuden lisääntymisellä on taipumus lisätä alkoholin kulutusta yhteiskunnassa (Babor ym. 2010, Mäkelä & Karlsson 2019).

Malli antaa tietoa siitä, miksi Alkoholilain vaikutus peittyi niin, että alkoholitilastoissa havaittu muutos on lähellä nollaa, vaikka lain vaikutus alkoholin myyntiin oli mitä todennäköisimmin sitä kasvattava. Muita tekijöitä, jotka ovat vaikuttaneet alkoholin myynnin vähenemiseen Suomessa samaan aikaan, ovat alkoholiverojen korottaminen, kauppojen varastojen täyttäminen vuoden 2017 lopulla ennen veronkorotusta – mikä myös vähensi myyntiä tammikuussa 2018 – sekä lisääntyvä alkoholin tuonti Virossa. Toisaalta huomattavasti lämpimämpi kesä vuonna 2018 kuin vuonna 2017 (mahdollisesti yhdessä taloudellisten

olosuhteiden kanssa, joita tässä mitattiin työttömyydellä) osaltaan lisäsi alkoholinkulutusta vuonna 2018.

Vuoden 2020 maksasairauskuolemien lisäyksestä on vaikea erottaa, missä määrin lisäys on vuoden 2018 alkoholilain viivästynyt vaikutusta ja missä määrin se voi olla seurausta koronaepidemiasta, joka mitä ilmeisimmin on lisännyt alkoholiongelmaisten ihmisten alkoholinkulutusta (Mäkelä ym. 2021). Maksan vakava vaurioituminen kestää kauan, mutta koska väestössä on valmiina vaurioituneiden maksojen reservi, politiikkamuutokset voivat lisätä maksasairauskuolemia myös ilman viivettä. Joka tapauksessa kuolleisuuslukujen kääntyminen selvään kasvuun pidemmän aikavälin laskevan suuntauksen jälkeen antaa tukea aikasarjamallin tulokselle, jonka mukaan Alkoholilaki lisäsi alkoholin myyntiä Suomessa.

Näin tutkimus tehtiin: aineisto ja mittarit

Mallissa käytettiin kuukausittaisia kansallisia aikasarjoja alkaen vuoden 2000 alusta ja jatkuen aineiston keruuajankohtana viimeisimpään saatavilla olevaan kuukauteen eli elokuuhun 2021. Herkkyysanalyysi tehtiin jättämällä analyysistä pois koronaepidemian ajanjakso (maaliskuusta 2020 eteenpäin).

Lakimuutosta edusti indikaattorimuuttuja, joka saa arvon 0 muutosta edeltävinä kuukausina ja arvon 1 muutoksen jälkeisinä kuukausina eli tammikuusta 2018 eteenpäin. Aiemmassa analyysissä (Mäkelä & Norström 2019) tehtiin herkkyysanalyysi käyttäen vaihtoehtoisia parametrisointia, jossa indikaattorimuuttuja kasvoi vähitellen kuuden kuukauden aikana arvosta 0 arvoon 1, mutta tämä parametrisointi ei sopinut aineistoon paremmin kuin tässä nyt käytetty kaksiarvoinen indikaattori.

Alkoholinkulutusta mitattiin alkoholijuomien myynnillä kuukaudessa litroina sataprosenttista alkoholia 15 vuotta täyttäneitä asukasta kohti (Alkon ja elintarvikeliikkeiden vähittäismyynti sekä anniskelu yhteensä; lähde: THL). Alkon myynti perustuu myyntitapahtumaan tiskillä, kun taas ravintola- ja elintarvikekauppamyynnissä kyse on myynnistä tukkumyyjältä kaupalle.

15 vuotta täyttäneen väestön kuukausittaisen määrän arvioinnissa pohjaksi otettiin vuotuinen 15 vuotta täyttäneen väestön määrä. Sen vuotuinen kasvu jaettiin eri kuukausille samassa suhteessa koko väestön eri kuukausille osuvan väestönkasvun kanssa. (Lähde: Tilastokeskus.)

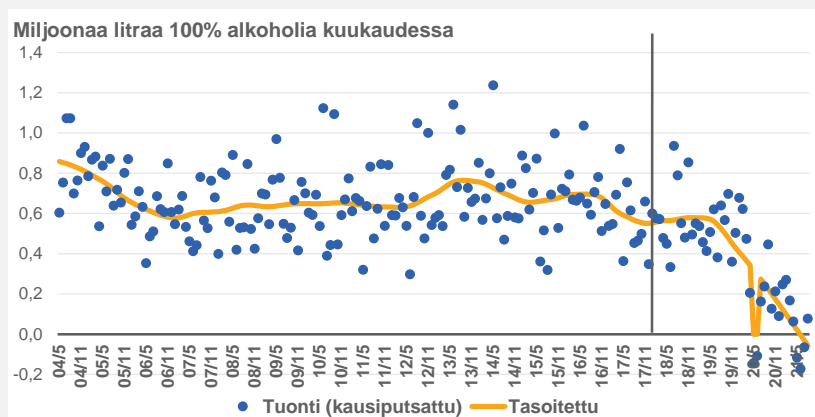
Alkoholin matkustajatuontia arvioitiin käyttäen virallisia tilastoja varten kerätyn matkustajatuontikyselyn tietoja (www.thl.fi/tilastot/alkoholinmatkustajatuonti). Arvot tasoitettiin käyttämällä R-tilasto-ohjelmiston Loess-funktiota, jonka tasoitusikkunana ("span") käytettiin arvoa 0,2 (liitekuvio 1). Silmämääräisen tarkastelun perusteella todettiin, että $span = 0,2$ tuotti parhaan tasapainon signaalin ja kohinan välillä, kun verrattiin arvoja 0,1, 0,15, 0,2, 0,3 ja 0,4. Alkoholin tuontia koskevia vertailukelpoisia ja korkealaatuisia tietoja on saatavilla vain ajanjaksolta 05/2004 alkaen. Jos tätä aikaisemmat tiedot olisi jätetty pois, maaliskuun 2004 suuri alkoholiveron leikkaus olisi jäänyt huomiotta, mikä olisi voinut johtaa alkoholiveroparametrin huonompilaatukseen estimointiin.

Ratkaisumme oli olettaa, että tuonti ei muuttunut ajanjaksolla 1/2000-04/2004, ja käyttää tuonnin arvona näille kuukausille vuoden 2004 vuotuista arvoa kuukautta kohti jaettuna. Kun otetaan huomioon, että kyseisenä ajanjaksona matkustajien tuontikiintiöt olivat pienet ja että virallisissa tilastoissa alkoholin tuonnin ei arvioitu muuttuneen suuresti vuodesta toiseen, tämän ei pitäisi olla kovin kaukana totuudesta. Tuloksissa esitetään herkkyysanalyysi, jossa alkoholin matkustajatuonti on jätetty analyysistä pois.

Alkoholiverojen määrä euroina litralta sataprosenttista alkoholia on laskettu verolaeista käyttämällä tarvittaessa eri juomalajeista oletusvahvuuksia. Juomalajikohtaiset verot yhdistettiin yhdeksi verosarjaksi käyttämällä painoina juomalajikohtaista alkoholinkulutuksen määrää.

Talouden muutosten mittaamiseen käytimme työttömyysastetta. Vaihtoehtoisista talouden mittareista ei ole olemassa kuukausittaisia tietoja. Aiemmassa analyysissä (Mäkelä & Norström 2019) testasimme neljännesvuosittaisen tietojen perusteella rakennettua tulomittaria (kaikkien kotitalouksien käytettävissä olevat kokonaistulot 15 vuotta täyttänyttä asukasta kohti), joka kohdistettiin kuukausille niin sanotulla Denton-menetelmällä käyttäen apumuuttujana kulluttajabarometrin kuukausittaista sarjaa "Kotitalouksien taloustilanne nyt". Tämä indikaattori ei kuitenkaan osoittautunut ennustavan alkoholinkulutusta hyvin, joten sitä ei päivitetty tätä tutkimusta varten.

Kauniin sään vaikutusta mitattiin Ilmatieteen laitoksen määrittelemien "kauniiden kesäpäivien" lukumääränä havaintoasemalla kyseisessä kuussa. Helsingin, Turun ja Kuopion säähavaintoasemien arvoista laskettiin keskiarvo. "Kauniin kesäpäivän" kriteerejä olivat: päivän ylin lämpötila 20°C tai enemmän, vuorokauden sademäärä alle 1 mm ja auringonpaistetuntien määrä vähintään kuusi.



Liitekuvio 1. Arvioitu kuukausittainen matkustajien alkoholin maahantuonti, kun kausivaihtelu on poistettu (siniset pisteet)¹, ja tasoitettu regressioviiva joka kuvaa alkoholintuonnin muutosta ajassa, kun satunnaisvaihtelua on poistettu², 1/2000–08/2021. Pystyviivalla on merkitty Alkoholilain ajankohta (1.1.2018).

¹ Jokaisesta tammikuun arvosta on vähennetty kaikkien tammikuiden keskiarvo (keskiarvo ennen pandemiaa) ja lisätty tämä erotus kuukausittaisesta keskiarvosta koko ajanjakson keskiarvoon, samoin muiden kuukausien osalta. Koronaepidemian aikana jotkin poikkeamat kuukausittaisesta keskiarvosta olivat niin suuria, että tuloksena oli negatiivinen arvo.

² Tasoitusmenetelmä tasoitti epätarkoituksenmukaisesti alkoholin tuonnin todellisen, matkustajamäärien tilastoista vahvistettavan, äkillisen muutoksen keväällä 2020; kaksi arvoa asetettiin manuaalisesti arvoon 0 tämän ongelman ratkaisemiseksi.

Kun alkoholiveroja korotetaan (yleensä tammikuussa), kauppojen on järkevää täyttää varastonsa edellisessä kuussa. Kyseisessä kuussa tilastoituu kulutus tulee todelliseen kulutukseen verrattuna liian suureksi, ja veromuutoksen kuukautena vastavasti liian pieneksi. Tämän vaikutusta arvioitiin käyttämällä indikaattoria, jonka arvo oli 1 veronkorotusta edeltävässä kuussa ja -1 veronkorotuksen kuussa (joka mittaa kaupan pienempää sisäänoston määrää varastojen purkautuessa normaaliin tasoon), ja 0 muina kuukausina. Vuoden 2004 veroleikkauksen yhteydessä tilanne oli päinvastainen (-1 ennen veromuutosta ja +1 veromuutoksen kuussa).

Lisäksi mallissa huomioitiin teknisiä tarkentavia tekijöitä, jotka parantavat vuosien sisäistä mallin tarkkuutta: perjantai- ja lauantaipäivien lukumäärä kuussa sekä pääsiäisen osuminen maaliskuu- vs. huhtikuulle.

Näin tutkimus tehtiin: tilastollinen aikasarjamalli

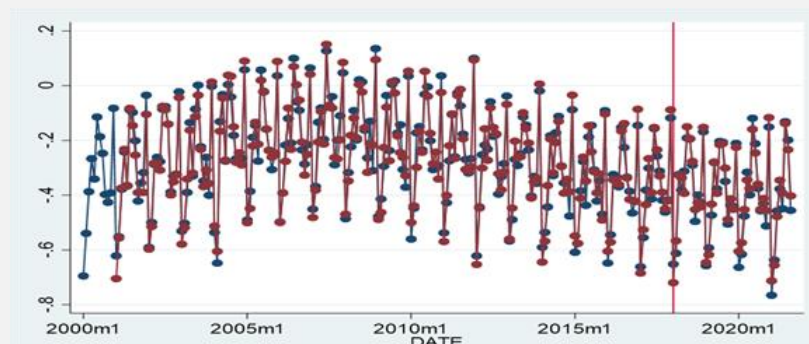
Aineistoa mallinnettiin niin kutsutulla keskeytetyllä aikasarjamallilla (interrupted time series analysis), jossa mallinnetaan intervention eli lakimuutoksen vaikutusta alkoholin tilastoituu kulutukseen, kun muiden kulutukseen vaikuttavien tekijöiden vaikutukset ja muutokset otetaan huomioon. Erilaisissa oppaissa suositellaan, että havaintopisteitä muutoksen jälkeen olisi hyvä olla parikymmentä. Edellisessä analyysissä (Mäkelä & Norström 2019) havaintopisteitä oli vain 10. Nyt niitä oli lakimuutoksen jälkeen yhteensä 44 ja 26 ennen koronaepidemiaa.

Malli oli nk. SARIMA-malli (seasonal autoregressive integrated moving average model). Alkoholinkulutuksen kausivaihtelu on erittäin vahvaa: arvalla valitun kuukauden myyntimäärän paras ennuste on se, mistä kuukaudesta on kyse. Erityisen suuri ero on joulukuun (suurin myynti eri kuukausista) ja tammikuun (pienin myynti eri kuukausista) välillä. Kausivaihtelu (Seasonal)-ARIMA-mallien vahvuus on, että niissä kausivaihtelua voidaan mallittaa sujuvasti osana mallia, ja nämä mallit ovat muodostuneet jonkinlaiseksi standardiksi politiikkamuutosten vaikutusten arvioinnissa (Bernal ym. 2017).

Aikasarjojen aikatrendeinä ilmenevä epästationaarisuus poistettiin käyttämällä differenssejä (muutoksia joko peräkkäisten arvojen tai 12 kuukautta edeltävien arvojen välillä). Mallissa virhetermille (residuaalille), joka sisältää myös mallin ulkopuolisten muuttujien vaikutuksen, mallinnetaan ajallinen rakenne käyttämällä tavallisia ja kausivaihtelua koskevia autoregressiivisiä ja liukuvan keskiarvon parametreja. SARIMA-malli spesifioidaan parametreilla (p, d, q) (P, D, Q, M), jossa ensimmäinen osa viittaa mallin tavallisen, ei-kausivaihteluun liittyvään osaan, ja jälkimmäinen osa viittaa kausivaihteluosaan. Autoregressiivisen parametrin aste on ilmaistu luvulla p (P kausivaihteluosalle); d (D) ilmaisee differenssoinnin asteen, ja q (Q) liukuvan keskiarvon parametrin asteen, ja M on kauden asteluku (12 kuukausien mukaan). Mallin residuaalien pitäisi olla nk. valkoista kohinaa, satunnaisprosessi. Tätä testataan Box-Ljung Q-testisuureella.

Mallit sovitettiin käyttäen Stata-ohjelmistoa (V.17).

Liitekuvio 2 havainnollistaa mallin antamien ennusteiden yhteensopivuutta aineiston kanssa.



Liitekuvio 2. Mallin yhteensopivuus aineiston kanssa ajan funktiona. Siniset pisteet: havaittu alkoholin tilastoituu kulutus kuukaudessa (logaritmoituna). Punaiset pisteet: mallin antamat ennusteet ("one-step prediction").

Lähteet

Babor, T, Caetano, R, Casswell, S, Edwards, G, Giesbrecht, N, Graham, K, . . . Rossow, I (2010). [Alcohol: No ordinary commodity. Research and public policy](#). Oxford: Oxford University Press.

Bernal JL, Cummins S, Gasparrini A (2017) [Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial](#). International Journal of Epidemiology. 46:348-55.

HE 100/2017. [Hallituksen esitys eduskunnalle alkoholilaiksi ja eräiksi siihen liittyviksi laeiksi](#).

Mäkelä, P & Karlsson, T (2019) [Miten alkoholimonopolit vaikuttavat väestön alkoholinkulutukseen? Katsaus tutkimuskirjallisuuteen](#). Yhteiskuntapolitiikka 84 (5-6): 618-628.

Mäkelä P & Norström T (2019) [Lisäsikö alkoholilaki alkoholinkulutusta vuonna 2018?](#) Tutkimuksesta tiiviisti 16/2019. Helsinki: Terveyden ja hyvinvoinnin laitos.

Mäkelä P, Warpenius K, Keski-Kuha T, Raitasalo K, Jääskeläinen M, Karlsson T, Ståhl T (2021) [Koronaepidemian vaikutukset suomalaisten alkoholinkulutukseen vuonna 2020](#). Tutkimuksesta tiiviisti 14/2021. Helsinki: Terveyden ja hyvinvoinnin laitos.

Loi M & Rodrigues M (2012) [A note on the impact evaluation of public policies: the counterfactual analysis](#). Luxemburg: European Commission.

Tämän julkaisun viite:

Mäkelä P, Norström T. (2022). Miten vuoden 2018 alkoholilaki vaikutti alkoholin tilastoituihin kulutukseen? Aikasarjamallinnuksen tuloksia. Tutkimuksesta tiiviisti 18/2022. Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, Helsinki



Terveyden ja hyvinvoinnin laitos

ISBN 978-952-343-843-9 (verkko)

ISSN 2323-5179 (verkko)

<http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-343-843-9>