

# Kela-korvauksen leikkaukset ja yksityisen hammashoidon kysyntä Suomen kunnissa 2006–2017

Mika Linden ja Katja Nolvi

*Yksityisten hammaslääkäripalveluiden Kela-korvauksia leikattiin merkittävästi vuosina 2015–2016. Leikkausten jälkeen Kelan kunta-aineiston perusteella palveluiden käyttö aleni keskimäärin 16,1 prosenttia ja potilasmäärä 4,7 prosenttia. Artikkelissa arvioidaan dynaamisten paneeliaineistomallien barhattoman estimoinnin avulla, mikä on yksityisen hammashoidon kysynnän hinta- ja tukijousten suuruus. Joustojen arvioiksi saatiin -0,36 ja 0,13. Näiden avulla voidaan ennustaa melko tarkasti toteutunut palvelukäytön aleneminen. Yksityisen hammashoidon palveluiden toimenpidekysyntä reagoi samanaikaisesti sekä kokonaishintaan että tuen määrään, ei yksin asiakkaan maksamaan potilashintaan. Tulos viittaa siihen, että palvelun käyttäjät ovat varsin tietoisia Kela-tuen merkityksestä, vaikkakin hoidon hintaan liittyy epävarmuutta. Hyvinvointivaikutuksia voidaan tulojen perusteella arvioida vain alustavasti. Suorat vaikutukset suun terveyteen ovat negatiiviset, mikäli julkinen palvelu ei ole pystynyt tarjoamaan riittävästi korvaavaa ja täydentävää hoitoa ilman pitkiä jonoja. Raballista nettosäästöä politiikkamuutoksessa on vaikea nähdä, sillä julkisen hoidon kokonaiskustannustaso ei ole matalampi kuin yksityisen hoidon.*

Suomessa suun terveydenhuollon järjestämisestä vastaavat kunnat, mutta yksityisillä palveluntuottajilla on palvelujen tuottamisessa merkittävä rooli. Julkinen ja yksityinen sektori ovat rinnakkain toimivia, mutta erillisiä järjestelmiä. Kunnilla on laissa asetettu velvoite väestön hammashoidon järjestämisestä, mutta varsinkin

suuremmissa kaupungeissa aikuisväestö, etenkin työssäkäyvä väestönosa, käyttää yksityisiä palveluja. Julkiset hammaslääkäripalvelut rahoitetaan pääsääntöisesti verovaroin ja asiakasmaksuilla. Sairausvakuutus täydentää julkista terveydenhuoltoa korvaamalla osan yksityisten terveydenhuoltopalveluiden käyttämisestä va-

VTT Mika Linden (mika.linden@uef.fi) on kansantaloustieteen professori (terveystaloustiede) Itä-Suomen yliopistossa. TtM (terveystaloustiede), Prov. Katja Nolvi (katja.nolvi@merck.com) on terveystaloustieteen ja vaikuttavuustutkimuksen päällikkö MSD Finland Oy:ssä. Kiitämme kahta anonymia lausunnonantajaa ja Antti Suvantoa hyödyllisistä ja rakentavista kommentteista.

kuutetulle syntyneistä kustannuksista. Sairausvakuutuksen kautta on haluttu tasata sairastamisesta aiheutuvia kuluja, helpottaa hoitoon pääsyä ja parantaa terveyspalveluiden saataavuutta (STM 2013a, 6).

Yksityiset hammaslääkäripalvelut voivat hinnoitella toimintansa vapaasti, mutta julkinen valta on tähän asti tukenut (subventoinut) yksityisiä palveluita maksamalla palvelun käyttäjille sairausvakuutuskorvausta (Kela -korvaus). Kelan vuoden 2017 sairausvakuutusilaston perusteella sairausvakuutuskorvauksia maksettiin yhteensä yli 3,6 miljardia euroa (kulut pienenevät 2,5 % edellisvuodesta), joista sairaanhoitokorvausten osuus oli noin 50 prosenttia (1,8 miljardia euroa). Yksityisten hammaslääkäripalveluiden osuus sairaanhoitokorvauksista oli 2,9 prosenttia (53 miljoonaa euroa). Vaikka yksityisten hammaslääkäripalvelujen osuus kaikista sairaanhoitopalvelujen korvauksista on nykyään melko pieni, on siihen kohdistunut paljon kiinnostusta sekä kritiikkiä. Lukuisat työryhmät ovat eri hallitusten toimesta käsitelleet korvausjärjestelmää ja esittäneet siihen muutoksia. Osa puoltaa ja jopa korottaisi korvaustasoa, toiset leikkaisivat niitä, ja osa lopettaisi yksityisten palvelujen tukemisen kokonaan.

Keskustelun vilkkauteen ja kriittiseen sävyyn on varmasti syynsä. Yhtenä esimerkkinä tästä on vuoden 2008 alun tapahtumat, jolloin yksityisistä hammaslääkärikäynneistä potilaille maksettavia Kela-korvauksia nostettiin siten, että todellinen korvausosuus nousi 40 prosenttiin. Tämän seurauksena hammaslääkärien perimät palkkiot nousivat selvästi (Maljanen ym. 2011, 31). Julkinen tuki siirtyi suurelta osin yksityisten hammaslääkäripalveluiden hintoihin eikä laskenut potilashintoja toivotulla tavalla. Toimenpiteen nähtiin hyödyttävän ennen kaikkea palvelun tuottajia, ei palvelun käyttä-

jiä. Yksityisten terveyspalveluiden tukemiseen sairausvakuutuskorvauksesta on kohdistunut kritiikkiä myös siksi, että sen on nähty hyödyttävän ennen kaikkea yksityisiä palveluita käytäviä (suurituloisimpia) kansalaisia ja lisäävän terveydenhuollon saatavuuden eriarvoisuutta.

Yksityissektorin hammashoidosta maksettavia Kela-korvauksia on alennettu useaan kertaan. Viimeisin tuntuva alennus tehtiin vuonna 2016 osana Sipilän hallituksen säästötoimia. Tämän hetkinen noin 15 prosentin korvaustaso on matala. Näin ollen kysymys siitä, onko yksityisiä hammaslääkäripalveluita ylipäättään syytä korvata julkisista varoista, on aiheellinen. Päätöksenteon tueksi tarvitaan kuitenkin nykyistä tarkempaa tietoa etenkin yksityisten terveyspalvelujen kysynnästä ja hinnoittelusta sekä palvelujen käyttäjistä.

Mikäli terveyspalvelujen hintakilpailu toimisi hyvin, julkinen tuki laskisi palvelun käyttömaksuja. Terveydenhuollon markkinat eivät ole täydelliset palveluun liittyvän informaation epäsymmetrian takia. Julkisen vallan rooli markkinoilla on vahva, ja se pyrkii säätelemään tukipolitiikalla terveyspalvelujen saatavuutta ja hintaa, mikä näkyy pitkinä jonotusaikoina. Esimerkiksi Terveyden- ja hyvinvoinnin laitoksen (THL) julkaiseman tilastoraportin mukaan lokakuussa 2016 julkisen terveydenhuollon hammaslääkärille pääsyä odotettiin yli kolme kuukautta 16 prosentissa kaikista toteutuneista hammaslääkärikäynneistä (Matveinen 2018). Mikäli julkisen sektorin palvelujen saatavuus olisi parempi, saattaisivat yksityissektorilla toimivat palveluntuottajat kilpailla hinnoillaan nykyistä enemmän.

Tämän tutkimuksen tavoitteena on arvioida millainen vaikutus etenkin vuosien 2015 ja 2016 Kela-korvausleikkauksilla on yksityisten hammaslääkäripalvelujen käyttöön. Tutkimuk-

sessä käytetään paneeliaineistoa Suomen kunnista vuosilta 2006–2017. Aineistossa terveyspalvelujen kysyntää kuvaavat yksityisten hammaslääkärien potilaat ja heille tehdyt toimenpiteet, joiden kuluista asiakas saa Kela-korvauksen. Kysyntää ennustavina muuttujina käytetään toimenpiteen hintaa, saatua tuen määrää ja kuntien asuntokuntaisia tuloja. Tutkimuksen tavoitteena on tuottaa tietoa hammashoidon kysynnän hinta- ja tukijousten suuruudesta sote-järjestelmän uudistuksen taustaksi.

## 1. Lähtökohta

### 1.1. Tukipolitiikka ja sen tausta

Julkisin varoin tuettua hammashoitoa on kehitetty Suomessa 1950-luvun puolivälistä alkaen. Vuonna 1972 voimaan tullessa kansanterveyslaissa säädettiin väestön hammashoidon järjestämisestä kuntien vastuulle. Aluksi hoitoa järjestettiin terveyskeskuksissa ensisijaisesti lapsille, mutta vähitellen mukaan otettiin myös nuoriso. 1980-luvun puolivälissä julkisesti tuetut hammashoitopalvelut laajennettiin koskemaan myös nuorten aikuisten käyttämiä yksityisiä hammaslääkäripalveluja, minkä jälkeen yhteiskunnan tukea hammashoitoon lisättiin ikäluokka kerrallaan sekä julkisella että yksityisellä sektorilla (Widström ja Mikkola 2008, 147). Vuosina 2000 ja 2002 tulivat voimaan kansanterveyslain ja sairausvakuutuslain muutokset, jotka saattoivat koko väestön suun terveydenhuollon hallinnollisesti samankaltaiseen asemaan muun terveydenhuollon kanssa. Tällöin koko väestö sisällytettiin julkisesti rahoitetun hammashoidon piiriin, mikä oli merkittävä terveystaloudellinen ratkaisu ja mahdollisti julki-

sen tai vaihtoehtoisesti sairausvakuutuksesta korvattun yksityisen perushammashoidon kaikille ikäryhmille. Uudistuksen tavoitteena oli, että julkisesti tuettuun hammashoitoon pääsy perustuisi entistä enemmän hoidon tarpeeseen eikä yksilön ikään, taloudelliseen tilanteeseen tai asuinpaikkaan liittyviin tekijöihin.

Vuoden 2002 uudistuksen jälkeen hammaslääkäripalvelujen kysyntä kasvoi voimakkaasti erityisesti terveyskeskuksissa (Nihtilä ja Widström 2005, 4–5; Kiiskinen ym. 2005, 19–20). Kansanterveyslain voimaantulon jälkeen lasten ja nuorten suun terveys koheni ensimmäisten 20 vuoden aikana, jonka jälkeen se on pysynyt kohtalaisen hyvänä. Myös aikuisilla oli 2000-luvun vaihteessa parempi suun terveydentilanne kuin aiemmin, mutta tästä huolimatta aikuisilla oli vielä paljon hoitamattomia suu- ja hammassairauksia (Suominen-Taipale ym. 2004, 6). Vuonna 2005 tulivat voimaan hoitotakuusäännökset. Hoitotakuu määrittä, että hammashoitoon oli päästävä viimeistään kuuden kuukauden kuluessa hoidon tarpeen toteamisesta (Finlex 2004a; Widström ja Mikkola 2008, 149). Palvelu-uudistuksen jälkeen väestön suun terveys, etenkin kiireellisen hoidon saanti parantui, mutta kiireettömään hoitoon pääsyajoissa oli edelleen suuria aluekohtaisia ja tulotasoon liittyviä eroja. Yksityinen hammaspalveluntarjonta on keskittynyt pääsääntöisesti suuriin kaupunkikeihin, työssäkäynnille ja hyvätuloiselle väestöosalle (Mikkola ym. 2005; van Doorslaer ym. 2000, 572–573; Larivaara ja Teperi 2007, 210; Teperi ja Keskimäki 2007, 281–282; Nguyen ja Häkkinen 2006, 105; Widström ym. 2013).

Yksityislääkärien ja yksityisten hammaslääkärien palveluja käyttävillä on sairausvakuutuslain mukaan oikeus saada korvausta hoidon kustannuksista. Potilaille maksettu korvaus-

osuus määräytyy siten, että hammaslääkärien erilaisille toimenpiteille on määritelty valtioneuvoston asetuksella (1336/2004, §2) erilliset korvaustaksat, jonka perusteella Kela vahvistaa korvausosuudet ja maksaa sairausvakuutuskorvausta (Finlex 2004b). Jos peritty lääkäripalkkio ylittää toimenpiteelle vahvistetun korvaustaksan, kuten tilanne lähes aina on, jää taksan ylittävä osuus (omavastuu) kokonaisuudessaan potilaan maksettavaksi. Kelan tulee taksoja vahvistaessaan ottaa huomioon muun muassa tutkimus- ja hoitotoimenpiteen laatu, sen vaatima työ sekä työstä aiheutuneet kustannukset ja korvauksiin käytettävissä olevat varat.

On esitetty, että yksityisten hammaslääkäripalvelujen hinnoittelu voisi hyvinkin olla aikaperusteista, mutta käytännössä Kelan käyttämä *toimenpidenimikkeistö* toimii hinnoittelun runkona (STM 2018:14). Toimenpiteiden välillä käytetään yleisesti vaativuuskertoimia, jossa muita toimenpiteitä verrataan yhden pinnan paikan arvoon. Tarkasteltaessa Kelan rekistereitä ([www.kela.fi/hintavertailu](http://www.kela.fi/hintavertailu)), yksityisesti annetun hammashoidon hinnoissa on vaihtelua ja kuntien väliset erot ovat osin suuriakin (Remes-Lyly 2018,14). Toisaalta suurimpien hammashoitoa tarjoavien yritysten hinnoittelu on usein korkeampaa kuin pienempien ammatinharjoittajien ottamat palkkiot (Widström ym. 2011).

## 1.2. Tuen leikkaukset 2013–2017

Vuosina 2008–2012 hammaslääkäripalveluiden hintatukeen tehtiin erilaisia pieniä leikkauksia. On huomattava, että korvaustasoa ei ole sidottu mihinkään indeksiin ja että korvauksen prosenttiosuus laski huippuvuodesta 2008 miltei 40 prosentista 34 prosenttiin vuonna 2012.

Vuoden 2013 alusta voimaan astui taksauudistus, jonka jälkeen tuki on suoraan ilmaissut maksettavan korvauksen määrän, kun aiemmin tukena maksettiin tietty prosenttiosuus määritellystä taksasta. Uudistuksen myötä yksityisen hammaslääkäripalveluiden keskimääräinen tukiaoste laski edelleen noin 1,5 prosenttia ja vuonna 2013 se oli noin 32 prosenttia (Kela 2019). Vuonna 2015 toteutettiin seuraava hammashoidon maksu-uudistus, jolla tavoiteltiin noin 33 miljoonan euron säästöjä. Säästöt toteutettiin tukea alentamalla ja hammashoidon tutkimusten korvausvälejä pidentämällä (Finlex 2014). Tämän jälkeen Sipilän hallitus esitti yhteensä 78 miljoonan euron vuotuisia säästöjä yksityisen sairaanhoidon korvauskustannuksiin 1.1.2016 alkaen. Säästöt tuli kohdistaa siten, että hammashoidosta säästettäisiin 40 miljoonaa euroa (Finlex 2015). Säästöjen toteuttamiseksi Kela vahvisti uudet sairaanhoitokorvausten tukitasot, jotka astuivat voimaan 1.1.2016 (Blomgren ym. 2017).

Kun tarkastellaan Kansaneläkelaitoksen tilastotietokannan (Kelasto) perusteella vuosien 2013 ja 2017 välistä aikaa, havaitaan että hammashoidon tukiosuus laski 32,1 prosentista 15,4 prosenttiin. Pelkästään vuosien 2015 ja 2016 välillä tukiosuuden laskumuutos oli 35 prosenttia. Leikkausten seurauksena vuosien 2015 ja 2016 välillä hammashoidosta maksettujen korvausten määrä pieneni rajusti (41,5 prosenttia). Tällä hetkellä (2019) sairausvakuutuksesta potilaalle korvattu osuus yksityisten hammaslääkärien palkkiosta on keskimäärin 15 prosenttia, mikä oli myös Sipilän hallituksen tavoitteeksi asettama korvausaste. Kaatuneen sote-uudistuksen myötä yksityisistä hammaslääkäripalveluista maksettavat Kela-korvaukset olisivat loppuneet kokonaan vuoteen 2022 mennessä.

## 2. Aiempi tutkimuskirjallisuus: terveystalouden kysyntä ja hinta

Blomgren tutkimusryhmineen (2017) selvitti Kansaneläkelaitoksen tutkimuksessa, miten yksityisten hammaslääkäripalvelujen käyttö ja kustannukset muuttuivat erityisesti vuoden 2016 alussa voimaan tulleen tukitason leikkauksen jälkeen. Tutkimuksen perusteella leikkaukset näyttivät vaikuttaneen yksityisten hammaslääkäripalvelujen käyttöön melko vähän. Esimerkiksi vuosien 2014 ja 2016 välillä tehdyt Kela-korvaukset vähensivät tukea saaneiden määrää suhteessa väestöön vain 5,7 prosenttia (Blomgren ym. 2017, 21). Blomgren ym. tarkastelivat myös tuloryhmien välisiä eroja yksityisten hammaslääkäripalvelujen käytössä ja havaitsi, että kun tukiaste aleni, terveystalouden käyttö väheni pienituloisilla hieman enemmän kuin suurituloisilla (Blomgren ym. 2017, 23). Mielenkiintoinen havainto oli myös se, että tuloilla oli *U:n* muotoinen yhteys hammashoidon asiakaskuluihin: *käyntiä* kohden lasketut keskimääräiset kustannukset olivat korkeimmillaan pieni- ja suurituloisilla, kun taas keskituloisilla kustannukset olivat matalimmat. Selittävänä tekijänä tässä pidettiin sitä, että pienituloisilla saattoi olla kasaantunutta palveluntarvetta. Esimerkiksi hammaslääkärikäynnillä jouduttiin tekemään enemmän toimenpiteitä, sillä hoitoon tultiin vasta viime tiipassa. Suurituloisten osalta suuremmat kustannukset selittyivät todennäköisesti sillä, että suurituloiset valitsivat kalliimpia lääkäreitä sekä pidempää vastaanottoaikoja ja heille tehtiin myös kalliimpia toimenpiteitä.

Kristian Ahlers (2017) vertaili blogissaan yksityisten hammaslääkäripalveluiden (hoitojen ja toimenpiteiden) hintoja Suomen suurissa

kaupungeissa. Vertailun perusteella Kelan korvaamat yksityisten hammaslääkärien tekemät ennaltaehkäisevät hammastarkastukset vähenivät merkittävästi vuosien 2015 ja 2016 aikana. Vähennys oli Helsingissä 33 ja Turussa 42 prosenttia samanaikaisesti kun julkisten hammaslääkäripalveluiden käyttö lisääntyi (esimerkiksi Turussa lisäys oli 15 prosenttia), mikä puolestaan näkyi pidentyneinä jonotusaikoina. Tarkasteltaessa aikaväliä 2010–2016 havaittiin, että asiakkaan maksama hinta yksityisistä hammaslääkäripalveluista Kela-korvauksen jälkeen oli noussut jopa 70 prosenttia. Hinnan nousu asiakkaalle ei kuitenkaan johtunut siitä, että palveluntarjoajat olisivat nostaneet hammastarkastushintaa vaan päinvastoin. Kelan tilastojen perusteella hammastarkastuksen hinta oli esimerkiksi Helsingissä vuoden 2017 helmikuussa 4 prosenttia matalampi verrattuna vuoden 2016 helmikuuhun. Hinnan nousun taustalla oli ennen kaikkea korjaavien toimenpiteiden, kuten hampaan paikkauksen, hintojen nousu. Ahlers esitti esimerkkinä kahden pinnan paikkaushoidon, joka kallistui helmikuussa 2017 Helsingissä 5, Tampereella ja Oulussa 6 ja Kuopiossa 17 prosenttia verrattuna vastaavaan ajanjaksoon vuonna 2016. Ahlersin mukaan hinnoittelulla haetaan uusia asiakkaita ja kannattavuutta silloin, kun asiakkaista on pulaa. Lisäksi Ahlers piti vuosien 2015–2016 Kela-korvausmuutosta yhtenä merkittävänä tekijänä, sillä ennaltaehkäisevästä hammastarkastuksesta sai vuodesta 2016 alkaen Kela-korvausta enää vain joka toinen vuosi.

Widström ryhmineen (2011) havaitsi aiemmin, että yksityisten hammashoidon hinnoittelu vaihteli eri alueilla Suomessa ja alueelliset erot olivat osin suuria. Tutkimuksen perusteella suurin osa hammaslääkäripalveluiden hinnoista perustui yhden pinnan paikan hintaan,

minkä lisäksi Hammaslääkäriliiton tekemä katsaus maan hammaslääkäripalveluiden keskimääräisistä hinnoista vaikutti vahvasti hinnoitteluun. Myös hammaslääkärien erikoistuminen ja työskentely lähellä muita toimijoita tai alueella, jossa koulutettiin hammaslääkäreitä, nostivat palvelujen hintoja. Koska hinnat olivat korkeampia siellä missä oli paljon hammaslääkäreitä, ei yksityisten hammaslääkäripalvelujen hinnoittelu selvästikään noudattanut normaalin markkinatalouden mallia. Tähän vaikutti tutkijoiden mukaan etenkin se, että julkista sektoria ei koettu todelliseksi kilpailijaksi. Lisäksi yksityissektorilla asiakaskollisuus oli hyvin korkea (Tampsi-Jarvala ym. 2006).

Mikäli hintakilpailu toimisi yksityisillä terveyspalvelumarkkinoilla kuten täydellisillä markkinoilla, tuen alennukset laskisivat toimenpiteiden hintoja ja lisääisivät kilpailua. Näin ei kuitenkaan ole käynyt. Timo Maljanen tutkimusryhmineen (2014) tarkasteli sairausvakuutuksen tuen alentamisen vaikutusta tutkimustoimenpiteiden hintoihin. Tutkimuksen perusteella taksojen alentamisella ei näyttänyt olevan vaikutusta tutkimusten hinnoitteluun. Sen sijaan Maljasen toisen tutkimuksen (2011) perusteella sairausvakuutuksen taksakorotuksilla näytti olevan vaikutusta hammaslääkärien perimiin palkkioihin. Maljanen tutki vuosien 2006–2009 viidentoista yleisimmän hammaishoitotoimenpiteen joukosta kuutta toimenpidettä ja niistä perittyjä palkkioita. Tulosten perusteella hammaslääkärien perimät keskimääräiset palkkiot nousivat tarkasteluvälin aikana tapahtuneiden tukikorotusten takia, minkä vuoksi korotukset eivät hyödyttäneet potilaita vaan siirtyivät hammaslääkärien palkkioihin.

Kotimaisten ja kansainvälisten tutkimusten mukaan terveyspalvelujen kysyntä on lähes hintajoustamaton (Randall ym. 2017 Klavus ym. 2004, 448; Sintonen ja Pekurinen 2006, 177–184). Tämä antaisi hinta- ja tukipolitiikalle varsin selkeän lähtökohdan, eli tuen määrää voitaisiin laskea paljonkin ilman että palvelukäyttö merkittävästi alenisi. Yleisesti terveyspalvelujen kysynnän hintajoustopuoli on havaittu vaihtelevan välillä  $-0,17$  ja  $-0,75$  (Ringel ym. 2004, 34). Hyvin pieniä hintajoustoja ( $-0,04$ ) on havaittu muun muassa nostettaessa ennaltaehkäiseviä terveyspalvelumaksuja (Ringel ym. 2004, 24). Newhouse ja Phelps (1974) osoittivat lääkäripalvelujen käytön hintajoustoksi  $-0,12$  silloin, kun asiakkaan maksuosuus kustannuksista oli 20 ja 25 prosentin välillä. Mikäli maksuosuus oli välillä 15–20 prosenttia, hintajousto oli selvästi pienempi ( $-0,07$ ) ja pieneni edelleen, kun maksuosuus laski 10–15 prosenttiin. (Newhouse ja Phelps 1974, 22–23). Tutkimusten perusteella terveyspalvelujen – myös hammaslääkäripalveluiden – hintajousto näyttäisi olevan keskimäärin alle  $-0,2$ , mikä tarkoittaa, että 10 prosentin hinnan korotus vähentää palvelujen käyttöä enintään 2 prosenttia. Tätäkin pienempiä joustoja on saatu hammaslääkäripalveluiden kohdalla (Sintonen ja Pekurinen 2006, 183). Myös terveydenhuollon tulojoustopuoli on osoitettu olevan matala. Tulojoustopuoli on havaittu olevan pääsääntöisesti alle  $0,2$ , jolloin tulojen nousussa 10 prosenttia terveyspalvelujen käyttö kasvaa kaksi prosenttia (Ringel ym. 2002, 27).

Kun tarkastellaan yksityisten terveyspalvelujen kysyntään vaikuttavia tekijöitä, on varsinkin yksityisellä vakuutuksella havaittu olevan suuri merkitys. Esimerkiksi Manning ja Phelps (1979 ja 1984) tarkastelivat, millainen vaikutus vakuutuksella oli hammaspalvelujen kysyn-

tään. Tulosten perusteella vakuutuksen olemassaololla, etenkin sellaisella, jossa ei ollut omavastuusuutta, oli palvelujen kysyntää kasvattava vaikutus. Tällaisen vakuutuksen olemassaolo yli kaksinkertaisti palvelujen käytön verrattuna tilanteeseen, jossa henkilöllä ei ollut vakuutusta. Lasten kohdalla vaikutus oli vieläkin suurempi. Myös osittaisella vakuutuksella (eli vakuutuksella, jossa vakuutetulta peritään omavastuusuus) oli kysyntää lisäävä vaikutus. Toisaalta, mitä enemmän ja laajemmin vakuutus kattoi, sitä enemmän tai sitä kalliimpia palveluita perheissä käytettiin ja sitä suuremmat olivat henkeä kohti lasketut terveydenhuolto-menot. Tämän lisäksi kysynnän hintajousto oli suurempi suurissa tuloluokissa.

Vuonna 2014 julkaistiin australialaistutkimus, jossa tutkittiin hammasterveyden, yksityisen terveystakuutuksen sekä hammaslääkäripalvelujen välistä yhteyttä (Srivastava ym. 2014). Tulosten perusteella hammasterveyteen vaikuttivat sekä sosiaaliset ja demografiset tekijät että terveystottumukset. Niillä, joiden tulotaso oli matala, oli tulosten perusteella huonompi suun terveyden tilanne kuin enemmän ansaitsevilla. Pienempituloiset käyttivät vähemmän hammaslääkäripalveluita. Tutkimuksen päätelmä oli, että mikäli hammaslääkäripalvelujen hintaa laskettaisiin vakuutuksen avulla, lisääntyisivät pienempituloisten henkilöiden hammaslääkärikäynnit. Tulosten perusteella tuella tai vakuutuksella oli suora vaikutus hammaslääkäripalvelujen käyttöön ja sitä kautta väestön suun terveyteen. Myös päinvastaisia tutkimustuloksia on saatu. Holst päätyi tutkimuksessaan siihen, että edes kattava korvaustaso ei riitä lisäämään hammaslääkäripalvelujen käyttöä (Holst 1982, 50–51), joten suun terveyden edistämiseksi tulisi miettiä myös muita kannustimia.

On huomattava, että suurin osa viimeaikaisesta ulkomaisesta kirjallisuudesta on keskitynyt asiakkaan terveystienojen korvaustilanteisiin, missä palvelun käyttäjä on tehnyt vapaaehtoisen *yksityisen vakuutus sopimuksen* kolmannen osapuolen kanssa (esim. työnantaja tai yksityinen vakuutusyhtiö) siitä, miten korvaustaso määräytyy hoidon käytön ja ennen kaikkea kustannusten mukaan. Asiakkaalla on *henkilökohtainen vakuutus suunnitelma (insurance plan)*, joka määrittää hoitokustannuksia ja saatavan korvauksen jakoperusteet eri tapauksissa tarkasti (*co-insurance policy*). Tilanteesta seuraa, että hoidon lopullinen hinta käyttäjälle määräytyy tehdyn sopimuksen kautta eli se on *endogeeninen* muuttuja. Kirjallisuudessa on nähty paljon vaivaa löytää sopivia instrumenttimuuttujia tämän endogeenisuustilanteen hallitsemiseksi (esim. Scoggins ja Weinberg 2017; Ellis ym. 2017). Saavutetut tulokset eivät ole kuitenkaan haastaneet millään tavoin aiempia tuloksia.

Suomessa yksityisten terveystakuutusten hinatuki (Kela-korvaukset) eivät määräydy minikäänlaisten yksityisten endogeenisten vakuutus sopimuksien kautta, vaan on kyse yleisestä kaikkia palveluiden käyttäjiä koskevasta annettusta lakisäätelisestä tukikäytännöstä, joka toki määrittää palveluiden käyttöä ja ennen kaikkea tarjontaa. Tämä ilmenee esimerkiksi niin sanotun *recall*-järjestelmän muodossa eli tarjoajan luomana kysyntänä (Nguyen ja Häkkinen 2006). Hammaslääkärit varaavat ajan jo etukäteen potilaalle ja kutsuvat hoitoon.

Kela-korvausten kohdalla kyse ei ole sopimuksesta, joka endogeenisoisi tuen (ja palvelun hinnan) hoidon käytön näkökulmasta. Yksittäinen asiakas ei voi eikä ole voinut vaikuttaa annettuun tuen tasoon, hintaan ja niiden marginaalisiin muutoksiin. Tilanne ei kuitenkaan

estä sitä, että tuki on vaikuttanut palvelun kokonais- ja omavastuuhintaan, mutta se on tahtonut pääosin palveluiden tarjoajien hinnoitteluvoiman kautta. Voidaan siis sanoa, että yksityisen hammaslääkäripalveluiden kysyntää määrittää tuen taso ja hintataso, jotka ovat palvelukysynnän kannalta eksogeenisiä muuttujia.

## **2. Yksityisen hammaslääkäripalveluiden hinta, tuki ja käyttö Suomessa 2006–2017**

### **2.1. Aineisto**

Seuraavassa käytetään Kelan tilastopalvelun (Kelasto) aineistoa kuntatasoisesta yksityisten hammaslääkäripalveluiden käytöstä ja hinnoista. Käytettyjä muuttujia ovat Kela-tuen saajien lukumäärä, tukea saaneiden tehtyjen toimenpiteiden lukumäärä, perityt maksut, perityt maksut per toimenpide, laskennallinen korvaus per toimenpide sekä korvausprosentti.

Analyyisin kohteena ovat kaikki tuen saajat ja kaikki toimenpiteet (sisältäen myös suuhygienistien toimenpiteet), joihin tukea on saatu tuen saajan asuinkunnan perusteella. Tarkastelussa on mukana 311 kuntaa, ja tarkasteluperiodi on 2006–2017. Täten aineisto on lyhyt paneeliaineisto, mutta riittävän iso (3732 havaintoa) selvittämään miten tukipolitiikan muutokset vuosina 2015–2016 ovat vaikuttaneet yksityisen hammashoidon kysyntään ja käyttöön kuntatasolla. Aineiston lähtökohtana olevat kuntatasoiset tiedot kuvaavat kuntien väestön palvelukäyttöä. Mikäli käytössä olisi potilastason tiedot, tulokset olisivat hyvin samanlaisia, koska kunta-aggregointi perustuu kaikkiin Kela-tuen saajiin kussakin kunnassa.

Kyse ei toisin sanoen ole otosaineistosta, ja aggregointi on summatyyppistä. Kuntatasoisen potilasmäärän mahdollista vaikutusta estimoituihin joustoihin tutkitaan alajaksossa 3.2. potilasmäärällä painotetun estimoinnin avulla.

Kunnissa on erilaiset väestöt, joilla on erilaiset palvelutarpeet, ja isoissa kunnissa palvelutarjonta on laajempaa. Tämä tekee kuntien keskimääräiset toimenpidehinnat ja niistä saatavan tuen määrät vaihteleviksi yli kuntien, mutta ei tee niitä vertailukelvottomiksi keskenään, koska tukiprosentit ovat kaikille palvelun käyttäjille samoja eli tuen osuus kunkin toimenpiteen hinnasta on kaikille sama. Täten jotkut kunnat ovat varsin kalliita toimenpiteen keskimääräisellä hinnalla mitattuna, mutta toimenpiteiden määrä tai laatu eivät yksin selitä hintatasoa, vaan saman palvelun hinnat vaihtelevat myös yli kuntien (Widström ja Mikkola 2012; Tuominen ym. 2013; Hiltunen ja Saarni 2014; Hiltunen ym. 2017). Taulukko 1 esittää käytetyt muuttujat ja niiden keskeiset tilastolliset tunnusluvut.

### **2.2. Hinta ja tuki**

Tukiprosentti yli toimenpiteiden ja kuntien oli korkeimmillaan vuonna 2008 (38,8 prosenttia), ja alimmillaan vuonna 2017 (15,4 prosenttia). Kuvio 1 antaa keskimääräisen kuntatason palvelun hintatason, potilashinnan (ts. omavastuu) ja tuen tasot vuosina 2006–2017. Kuvion keskeinen sanoma on, että kokonaishinta ja potilashinta ovat nousseet koko tarkasteluajan ajan. Toisaalta potilashinnalla ei ole vahvaa suoraa käänteistä relaatiota tuen kanssa. Keskimääräinen tukitaso euroissa pysyi vuosina 2008–2013 miltei vakiona ja laski vuosina 2015–2016, mutta potilashinta nousi kaikkina vuosina ja varsinkin vuoden 2014 jälkeen. Kos-



Taulukko 1. Muuttujien keskeiset tilastosuureet

	PALV <sub>p</sub>	HINTA	TUKI	TUKI-%	HINTA <sub>n</sub>	TULOT	GINI	CAP
Keskiarvo	4,67	70,41	21,28	31,27	49,13	37,99	24,96	1,75
SE (mean)	0,01	0,21	0,08	0,13	0,23	0,10	0,04	0,02
Mediaani	4,61	70,61	22,60	33,55	46,54	36,79	24,60	1,60
Keskihajonta	0,66	13,00	4,66	8,10	13,98	5,93	2,56	0,95
CV	0,14	0,18	0,22	0,26	0,28	0,16	0,10	0,54
Min	2,78	38,20	10,89	12,67	19,77	28,09	19,60	0,48
Max	11,01	112,66	34,61	50,02	90,65	101,24	66,10	24,80
p10	3,92	52,86	13,46	15,93	33,51	32,44	22,60	1,05
p90	5,49	87,35	26,41	39,16	71,18	45,34	27,40	2,48

PALV<sub>p</sub> = hammaslääkäripalveluiden kysyntä, ts. tehdyt toimenpiteet per potilas, HINTA = toimenpiteen hinta (so. lääkärin saama palkkio), TUKI = potilaan toimenpiteestä saama Kela-korvaus, TUKI-% = Kela-korvauksen %-osuus, HINTA<sub>n</sub> = potilashinta, ts. toimenpiteen omavastuuhinta potilaalle Kela-korvauksen jälkeen, TULOT = kunnan asuntokunnan keskimääräiset käytettävissä olevat tulot (1000 euroa), GINI = kunnan asuntokuntien käytettävissä olevien rahatuolojen GINI-kerroin, CAP = kunnan keskimääräiset pääomatulot (1000 euroa).

SE(mean) = keskiarvon estimaatin keskivirhe, CV = variaatiokerroin (hajonta/keskiarvo), p10 = jakauman 10%:n pistearvo, p90 = jakauman 90%:n pistearvo.

ka kokonaishinnan laskua ei ole tapahtunut, vaikuttaa tuen osuuden lasku toimenpiteiden potilashintatasoa nostavasti. Toisaalta palvelun tuottaja saa kokonaishinnan itselleen, joten hänellä ei ole suurta merkitystä sen suhteen min-kä osuuden potilas ja valtio siitä maksavat.

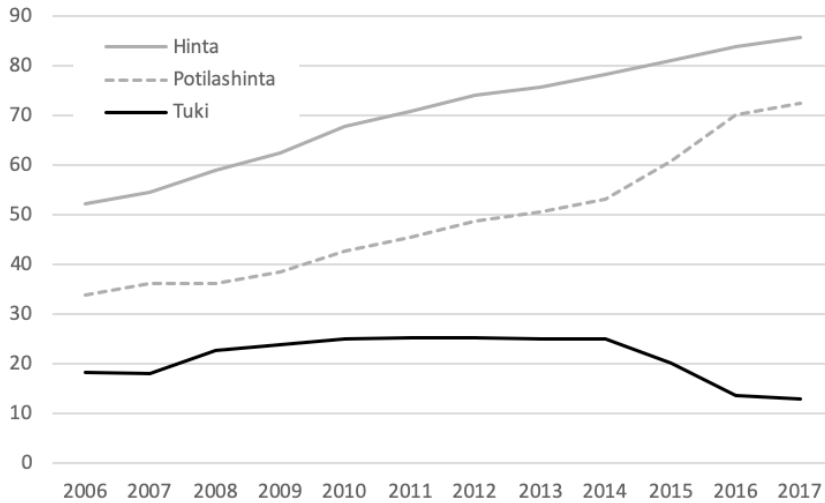
Kuvio 2 antaa hintojen ja tuen prosentuaaliset vuosimuutokset. Kokonaishinnan keskimääräinen kasvu vuosina 2006–2018 on ollut 4,5 prosenttia. Tuen suhteellinen vuosilasku oli merkittävin vuosina 2015–2016 (yli 50 pro-

senttia) ja potilashinta nousi samoina vuosina noin 27 prosenttia.

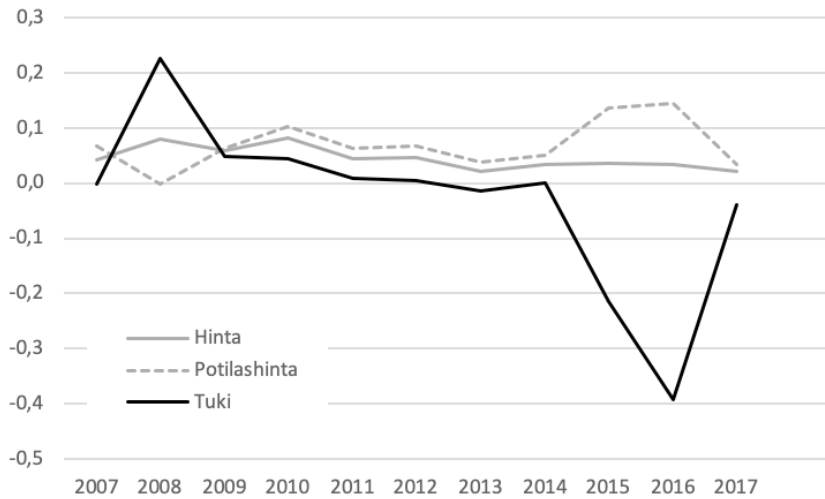
### 2.3. Palveluiden käyttö

Aineiston muuttujat antavat mahdollisuuden erotella toisistaan tuen saajien lukumäärän (potilaat) ja toisaalta palvelun käytön (hoidon) määrän (toimenpiteiden lukumäärän). Täten voidaan laskea mikä on *hoidon määrä per potilas* kunnassa, sillä hoidon hinta ja tuki ovat

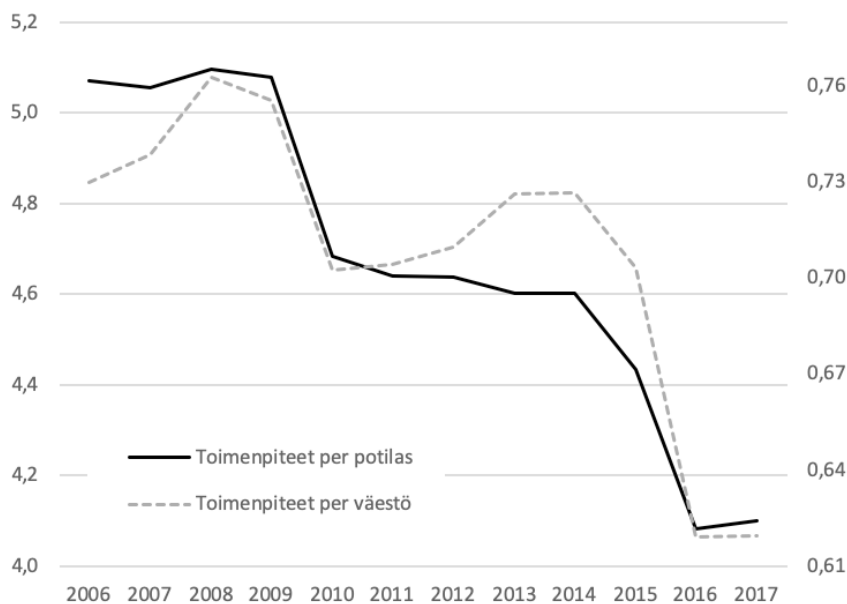
Kuvio 1. Toimenpiteiden keskihinnat ja tuki vuosina 2006–2017, euroa/käynti



Kuvio 2. Toimenpiteiden keskihintojen ja tuen muutokset vuosina 2006–2017, %/v



Kuvio 3. Palvelukäyttö potilas- ja väestötason mukaan vuosina 2006–2017

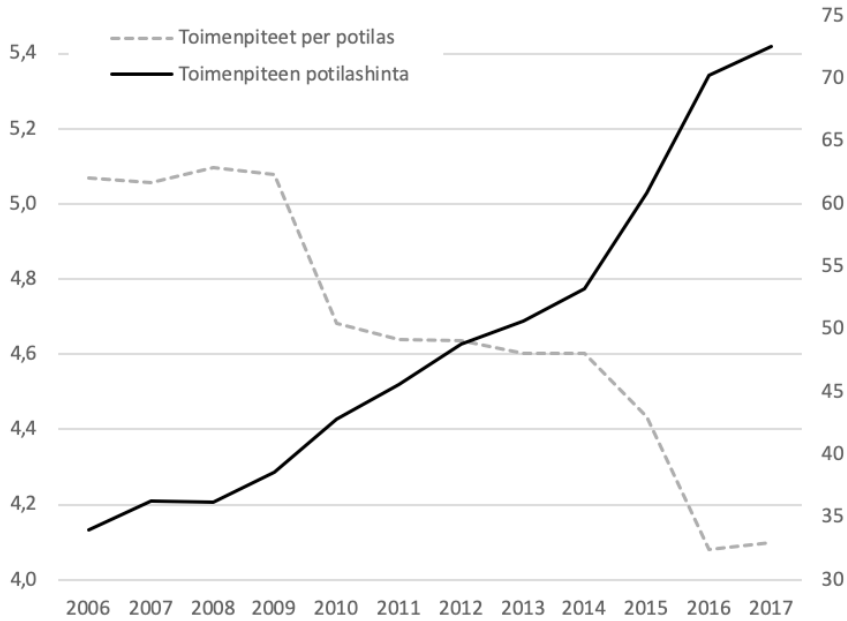


toimenpidekohtainen asia, joka kohdistuu hoitoja saaneeseen potilaaseen toimenpiteiden määrän mukaan. Koska aineisto on toimenpide- ja potilasmäärän suhteen kokonaissummia kuntatasolla, niin *toimenpidemäärä per potilasmäärä* on hyvä mittari kuvaamaan tuetun keskimääräisen potilaan hoidon kysynnän tasoa ja määrää kunnassa. Tämä muuttuja kuvaa kuntien keskimääräisen palvelun käytön potilaskohtaista intensiteettiä, johon toimenpidekohtaiset hinnat ja niiden tuet oleellisesti vaikuttavat. Koska aineisto sisältää vain ne toimenpiteet ja potilasmäärät, joihin tukea saadaan, niin kaikki muutokset aineiston rakenteessa näkyvät suoraan sekä toimenpide- että potilasmää-

rissä samanaikaisesti, mutta ei välttämättä näiden suhteessa. Toisena vaihtoehtona olisi ollut väestöpohjainen palveluiden käytön skaalaus kunnissa, mutta tämä sisältäisi myös niitä hammashoidon käyttäjiä jotka ovat Kela-tuen ulkopuolella. Palvelukäytön skaalauksilla ei havaittu olevan suurta eroa (kuvio 3).

Kun potilaan kohtaama palvelun potilashinta (eli omavastuu hinta = lääkäripalkkio – tuki) asetetaan samaan kuvaan palveluiden potilaskohtaisen kysynnän kanssa, saadaan tämän tutkimuksen tarkoitetta valaiseva tulos, joka osoittaa kuinka jyrkästi omavastuu hinta on noussut ja toimenpidekysyntä on laskenut vuoden 2014 lähtien (kuvio 4).

Kuvio 4. Potilashinta ja palvelukäyttö 2006–2017



### 3. Yksityisen hammaslääkäripalveluiden kysynnän dynaaminen paneelimalli

#### 3.1. Metodinen lähtökohta

Tutkimusaineisto on niin sanottu täydellinen paneeliaineisto, jossa on mukana 311 kuntaa vuosilta 2006–2017. Toisin sanoen  $N = 311$  ja  $T = 12$ , jolloin havaintojen lukumäärä on 3732. Selitettävä muuttuja, joka on toimenpidemäärä per potilasmäärä, osoittaa selvää trendikäytöstä tarkasteluperiodin aikana (kuviot 3 ja 4). Tämä takia tarkastelun kohteena on seuraavan tyyppinen kiinteiden vaikutusten (*fixed effects*,

*FE*) dynaaminen paneelimalli (*least square dummy variable, LSDV*)

$$(1) \quad y_{it} = \alpha + \alpha_i + \gamma y_{it-1} + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}.$$

Tähän malliin on viime vuosikymmeninä kohdistunut paljon sekä teoreettista että soveltavaa mielenkiintoa. Malli yhdistää sekä aikasarja-analyysin keskeisen autoregressiivisuusilmiön että poikkileikkausmallien heterogeenisuuden yhteen ja samaan malliin. Viivästetty endogeeninen selittäjä,  $y_{it-1}$ , mallin oikealla puolella korostaa mallin dynaamista trendirakennetta ja yksikkökohtaiset vakiotermit  $\alpha_i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ )

mallintavat kuntatasoista havaitsematonta heterogeenisuutta selitettävässä ilmiössä.

Mallin harhattoman estimoinnin kannalta nämä hyvät ja mielenkiintoiset ominaisuudet eivät kuitenkaan tule ilman rajoituksia ja ongelmia. Ensimmäinen keskeinen oletus on, että mallin muut selittäjät (matriisi  $\mathbf{X}_{it}$ ) ovat vahvasti eksogeenisiä selittäjiä siten, että ne eivät korreloi riippumattoman virhetermin  $\varepsilon_{it}$  kanssa millään arvopareilla  $i \neq j$  ja  $t \neq s$ . Toisaalta kuntatekijä  $a_i$  voi korreloida  $\mathbf{X}_{it}$ :n kanssa, mutta ongelmana on, että viiveinen endogeeninen muuttuja  $y_{it-1}$  korreloi virhetermin kanssa ja siitä syystä se aiheuttaa *LSDV*-mallin *OLS*-estimoinnissa kerroinestimaatteihin harhaa (Nickell 1981).

Teoreettinen tutkimuskirjallisuus vastasi tähän endogeenisuusharhaan varsin nopeasti ja ongelman ratkaisemiseksi tarjottiin useita instrumenttimuuttujien käyttöön perustuvia *GMM*-estimaattoreita (*instrumental variable generalized method of moments, IV/GMM*), joille voitiin osoittaa pätevän hyviä asymptoottisia harhattomuus- ja konsistenttisuusominaisuuksia (Arellano ja Bond 1991; Blundell ja Bond 1998). Näiden estimaattoreiden etuna oli myös se, että voitiin tarvittaessa luopua vahvasta eksogeenisuusoletuksesta  $\mathbf{X}_{it}$ :n kohdalla. Se tarkoittaa, että mallissa voi olla mukana myös muita endogeenisiä selittäjiä  $y_{it-1}$ :n lisäksi. Tällaiset estimaattorit ovat soveltavassa tutkimuksessa olleet varsin suosittuja, vaikka niiden käyttöön liittyy paljon käytännön ongelmia, kuten instrumenttimuuttujien lukumäärän valinta ja heikkojen instrumenttien mahdollisuus. Toisaalta teoreettiset tulokset eivät toteudu kovinkaan hyvin, kun on kyse pienistä otoksista ja selitettävän muuttujan autokorrelaatio on suuri, mikä tarkoittaa, että kerroin  $c$  yhtälössä (1) on lähellä ykköstä (Dang ym.

2015; Pesaran 2015, luku 27; Kiviet ym. 2017; Kiviet 2019).

Tämän takia on haettu vaihtoehtoisia ratkaisuja hallita ennen kaikkea dynaamisen kerroimen  $\hat{c}_{LSDV}$  estimointiharhaa lyhyissä paneeleissa. Kiviet (1995) kehitti *LSDV*-kehikossa analyttisen korjausmenetelmän, jolla on hyviä ominaisuuksia vaivattoman käytön lisäksi.<sup>1</sup> Hsiao, Pesaran ja Tahmiscioglu (2002) hyödynsivät *ML*-estimoinnin lähtökohtia harhaisuuden hallitsemiseksi (ks. myös Chudik ja Pesaran 2015; Hayakawa ja Pesaran 2015). Koska  $\hat{c}_{LSDV}$ :n harhan olemassaolo tunnetaan, niin sen kokoluokkaa voidaan myös jäljittää ja korjata uudelleenotannan ja Monte Carlo-simuloinnin avulla (Everaert ja Pozzi 2007; Phillips ja Sul 2003, 2007; Dhaene ja Jochmans 2012; So and Shin 1999). Tämän lisäksi on olemassa muita menetelmiä (Allison ym. 2017; Gouriéroux ym. 2010; Hahn ym. 2007; Han ja Phillips 2013; Han ym. 2014; Keane ja Runkle 1992; Keane ja Neal 2016), joista osa keskittyy tilanteeseen, missä selitettävän muuttujan autokorrelaatio on suurta. Tilanne johtaa ns. *long-difference* -estimaattoreihin, joissa  $\hat{c}_{LSDV}$ -harhaa hallitaan aineistomuunnoksella  $y_t - y_{t-k}$ , missä  $k > 1$ , perinteisen  $y_t - y_{t-1}$ -muunnoksen sijaan.

Seuraavaksi estimoidaan yksityisten hammaslääkäripalveluiden kysynnän dynaaminen rakennemalli aluksi niin sanotuissa yhdistetyissä (*pooled*) *OLS*- ja *LSDV*-mallimuodossa eri mallitäsmennyksille. Tämän jälkeen hyödynnetään suosittua *IV/GMM*-estimoinnin antamia mahdollisuuksia ja verrataan sen tuloksia *QML*-estimoinnin (Hsiao ym. 2002; Kripf-

<sup>1</sup> Myöhemmin tätä kehitystä veivät eteenpäin Kiviet (1999), Hahn ja Kuersteiner (2002), Bun (2003), Bun ja Kiviet (2003), Bun and Carree (2005, 2006) sekä Bun ja Kiviet (2003).

gang 2016) ja  $BT_{FE}$  -uudelleenotantamenetelmän (Everaert ja Pozzi 2007; De Vos ym. 2015) antamiin tuloksiin.

### 3.2. Mallit ja aineistomuuttujat

Seuraavassa esitetään kysyntämallien estimointitulokset. Ensimmäisessä mallissa (2.1) oletetaan, että palvelun kysyjä (potilas) reagoi sekä palvelun kokonaishintaan että hänen siihen saamaansa hintatukeen:

$$(2.1) \ln PALVp_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + c \ln PALVp_{it-1} + d_1 \ln HINTA_{it} + d_2 \ln TUKI_{it} + \ln X_{it} \beta + \varepsilon_{it},$$

missä

$\alpha_i$  = kuntatekijä,

$\ln PALVp$  = hammaslääkäripalveluiden kysyntä, ts. tehdyt toimenpiteet per potilas,

$\ln HINTA$  = toimenpiteen hinta (so. lääkärin saama palkkio),

$\ln TUKI$  = potilaan toimenpiteestä saama Kela-korvaus,

$\ln HINTA_n$  = potilashinta, ts. toimenpiteen omavastuu hinta potilaalle Kela-korvauksen jälkeen,

$\ln X$  on muut (eksogeeniset) selittäjät:

$\ln TULOT$  = kunnan asuntokunnan keskimääräiset käytettävissä olevat tulot,

$\ln GINI$  = kunnan asuntokuntien käytettävissä olevien rahatulujen  $GINI$ -kerroin,

$\ln CAP$  = kunnan keskimääräiset pääomatulot,

$\varepsilon_{it}$  ja  $\mu_{it}$  ovat mallin riippumattomat virhetermit.

Täsmennys korostaa sitä seikkaa, että kokonaishinta määräytyy paljolti palvelutuottajien hinnoitteluvoiman kautta ja on siten eksogeeninen palvelukäyttäjän kannalta. Toisaalta voidaan katsoa, että käyttäjän (ja tämän tutkimuksen) mielenkiinnon kohteena on juuri annettu tuen määrä ja sen vaikutus palvelukysyntään.

Toisessa mallissa (2.2) kysyntäreaktio syntyy potilaan maksaman *nettobinnan* eli omavastuun mukaan, eli tuetun potilashinnan mukaan:

$$(2.2) \ln PALVp_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + c \ln PALVp_{it-1} + d_3 \ln HINTA_n_{it} + \ln X_{it} \beta + \mu_{it},$$

On tärkeää huomata, että nettohinnan jousto on tyypillisesti pienempi kuin kokonaishintajousto, mutta ei ole syytä olettaa, että joustoero olisi tukijouston kokoluokkaa.

Mallien kaikki muuttujat ovat log-muunnettuja aineiston normalisoimiseksi. Samalla se tekee mahdolliseksi kerroinestimaattien tulokinnan suoraan joustoina. Tulomuuttujat ovat mallissa mukana vuoden viiveellä varmistukseen niiden eksogeenista luonnetta. Vuoden sisällä toimenpiteiden hintojen nousu saattaa johtaa tulorajoitteen kiristymiseen annettulla palvelukäytön määrällä, jolloin kyseisen vuoden tulot eivät välttämättä ole eksogeenisia. Tulomuuttujien avulla pyritään selvittämään minkä kokoinen mahdollinen tulojousto olisi ja miten kunnan tulonjako vaikuttaa yksityi-

seen palvelukysyntään. Erilaiset mallilaajennukset – mukana muuttujia esim. sairastavuuden ja työttömyyttä tiimoilta – eivät johtaneet parempiin tuloksiin. Käytetyt mallit ovat riittävän robusteja hinta- ja tukijousten kelvolliseen estimointiin. On huomattava, että yo. kysyntämalleissa tuki- ja hintamuuttujia pidetään myös eksogeenisinä, esimerkiksi palveluiden kysynnän lasku ei ole vaikuttanut hintatasoon. Kuvio 4. edellä osoitti tämän selkeästi.

### 3.3. Tulokset

Taulukko 2 raportoi yhdistettyjen *OLS*- ja *LSDV*-mallien estimointitulokset. *OLS*-mallin tulokset verrattuna *LSDV-1*-mallin tuloksiin osoittavat, että *OLS*-mallin antamat tulokset ovat virheellisiä, sillä *LSDV-1*-mallin (ja muiden *LSDV*-mallien) kiinteiden kuntavaikutusten  $F_{FE}$ -testi ( $H_0 : \alpha_i = \alpha_j, \forall i, j$  osoittaa, että vaikutukset eivät ole samoja yli kuntien. Näin ollen *OLS*-malli on puutteellinen. Dynaamisen viivemuuttujan kerroinestimaatin arvo on 0,241. Teorian mukaan (Nickell 1981, 1422) tämä arvo on alaspäin harhainen kokoluokaltaan  $BIAS(\hat{c}_{LSDV} - c) = -(1+c)/(T-1)$ , eli oikea estimaatin arvo on 0,379. Palvelukysynnän hintajousten estimaatti *LSDV-1* mallissa on -0,285 ja tukijousteille saadaan arvo 0,099. Mallissa *LSDV-2* nettohinnan joustoksi saadaan -0,222. Mallit *LSDV-4* ja *LSDV-5* saatiin aikaiseksi erilaisten tulomuuttujakokeilujen avulla. Tulosten jousto on keskimäärin 0,194 yli mallitulosten ja tulonjakousto on keskimäärin 0,068. Ainoa mallitapaus, missä pääomatulot olivat tilastollisesti merkitsevä selittäjä, oli mallimuoto, missä se esiintyi ilman muita tulomuuttujia. Kerroinestimaatin arvo oli 0,085. Viimeinen *LSDV<sub>w</sub>*-malli perustuu niin sanottuun painotettuun estimointiin (*weighted LSDV*), missä mallin

muuttujat painotetaan kunnan aikakeskiarvoisella potilasmäärällä. Tämä muunnos tehostaa estimointia (vaimentaa residuaalien heteroskedastisuutta), mutta samalla nostaa niiden kuntien painoarvoa estimoinnissa missä potilasmäärät ovat suhteellisesti suurempia.

Keskeinen tulos taulukossa 2 on, että kaikki *LSDV*-estimoinnin tulokset hinta- ja tukimuuttujan kohdalla ovat hyvin saman suuruisia siitä huolimatta, että estimaatit ovat harhaisia. Tilanne on samanlainen dynaamisen tekijän kohdalla (poissulkien *LSDV<sub>w</sub>*-mallin tulos). Tulo- ja tulonjakomuuttujan kohdalla mallitulokset vaihtelevat enemmän, mutta estimaatit ovat odotusten mukaisia: mitä korkeammat asutokunnan käytettävissä olevat tulot ja mitä suuremmat käytettävissä olevien rahatulosten erot kunnassa ovat, sitä suurempaa on yksityisten hammaslääkäripalveluiden kysyntä. Taulukon alaosassa esiintyvä tunnusluku  $Corr(a_i, X)$  on kuntatekijöiden ja selittäjien välinen korrelaatio. Se ei saa kovinkaan suuria arvoja, joten satunnaisvaikutusten malli (*random effects, RE*) olisi myös käyttökelpoinen tässä yhteydessä. Ei-raportoidut *RE*-mallien  $GLS_{RE}$ -estimointitulokset eivät poikenneet oleellisesti taulukon 2 tuloksista.

Taulukko 3 raportoi kuntatekijät sisältävien paneeli *IV/GMM*-, *QML*- ja  $BT_{FE}$ -menetelmien tulokset. Keskeinen tulema on, että dynaamisen muuttujan  $\ln PALV_{t-1}$  kerroinestimaatti  $c$  ei korjaantunut ylöspäin *IV/GMM*-estimointien yhteydessä, mutta *QML*- ja  $BT_{FE}$ -menetelmien kohdalla harha on hyvin pieni. *IV/GMM*-tulokset johtuvat vaikeudesta johtaa ”optimaalinen” instrumenttimuuttujien lukumäärä ja kombinaatio, joka täyttäisi sekä yli-identifioituvuustestien että heikkojen instrumenttien vaatimukset. Raportoidut *IV/GMM*-tulokset perustavat niin sanottuihin standardi-

Taulukko 2. OLS- ja LSDV-estimointien tulokset

Muuttuja	OLS	LSDV-1	LSDV-2	LSDV-3	LSDV-4	LSDV <sub>w</sub>
lnPALV <sub>p,t</sub>	0,751 (48,35)	0,241 (8,76)	0,249 (9,11)	0,242 (8,79)	0,251 (9,19)	0,317 (10,05)
lnHINTA	-0,079 (-9,12)	-0,285 (-18,08)		-0,264 (-15,17)		-0,278 (-15,17)
lnTUKI	0,061 (9,77)	0,099 (13,20)		0,095 (13,09)		0,079 (16,78)
lnHINTA <sub>n</sub>			-0,222 (-23,06)		-0,208 (-20,33)	
lnTULOT <sub>t</sub>				0,112 (1,73)	0,162 (2,40)	0,413 (4,52)
lnGINI <sub>t</sub>				0,096 (3,19)	0,072 (2,55)	0,035 (1,99)
vakio	0,520 (9,83)	3,065 (21,91)	2,001 (27,43)	1,274 (4,37)	1,127 (4,08)	0,352 (0,93)
<i>N</i>	3421	3421	3421	3421	3421	3421
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,667	0,546	0,540	0,548	0,542	0,839
Corr( <i>a<sub>p</sub></i> , <i>X</i> )		0,170	0,139	0,179	0,130	0,118
F <sub>FE</sub> -testi		4,628	7,661	4,631	4,646	5,959
<i>p</i> -arvo		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

*t*<sub>HCE</sub> -arvot suluissa

malliratkaisuihin (*GMM-1* ja *GMM-2*: Arellano-Bond estimointi, *GMM-3* ja *GMM-4*: Blundell-Bond systeemiestimointi), jotka tyypillisesti korostavat estimaattien tehokkuutta (paljon instrumentteja, esim. 60), mutta eivät läpäise edellä mainittuja testejä.

On huomattava, että vaikka korjausestimaatit eivät tuota ratkaisevan suuria eroja verrattuna harhaisiin tuloksiin, muodostuvat

erot suuremmiksi kuin taulukon 3 estimaateista lasketaan pitkän aikavälin joustot. Pitkän aikavälin estimaatit saadaan dynaamisesta tuloksesta ulos seuraavasti:  $y_t = \alpha + cy_{t-1} + \beta x_t \Rightarrow \beta_{LR} = \beta / (1 - c)$ . Taulukossa 4 nämä on laskettu mallin *BT<sub>FE</sub>-1* tuloksen perusteella (taulukko 3 alla).

Harhattomien menetelmien *QML* ja *BT<sub>FE</sub>* kohdalla estimaatit ovat myös hyvin tarkkoja,



koska edellisen taulukon 2 harhaiset piste-estimaatit eivät mahdu harhakorjattujen estimaattien 95 prosentin luottamusväliin sisään. Muiden muuttujien, poissulkien muuttuja  $\ln HINTA$ , kerroinestimaatit ovat taulukoissa 3 ja 2 samaa kokoluokkaa (poissulkien  $LSDV_W$ -mallin tulokset). Hintamuuttujan kohdalla korjaavat estimaattorit antavat noin 10 prosenttia pienempiä kerroinestimaatin arvoja kuin taulukossa 2.

Tulokset osoittavat, että kun palvelun hinta nousee 10 prosenttia, niin sen kysyntä laskee 3,6 prosenttia. Toisaalta, jos palveluun saatu tuki laskee 10 prosenttia, niin kysyntä laskee 1,3 prosenttia. Pitkän aikavälin tulo- ja tulojakojoustot ovat myös suurempia – toki tasoltaan edelleen varsin matalia – kuin taulukon 3 suorat (lyhyen aikavälin) arvot.

Voidaanko näillä pitkän aikavälin estimaateilla ennustaa vuosien 2015–2017 tukipolitiikan seuraamuksia palveluiden käytön kannalta? Kyllä, sillä vuosina 2015–2017 kokonaishinta nousi 9,2 prosenttia ja tuki laski 64,7 prosenttia ja näiden yhdistetty joustovaikutus palvelukäytön suhteen on  $-3,3\% + (-8,5\%) = -11,8\%$ . Tämä on hyvin lähellä vuosien 2015–2017 havaittua palvelukäytön laskua, joka oli -12,5 prosenttia.

Kyseisenä periodina potilashinta nousi 31,2 prosenttia. Kun kysynnän jousto oli -0,175 (malli  $BT_{FE-2}$ ), saadaan potilashinnan nousun pitkän aikavälin vaikutukseksi palvelukäytön 5,6 prosentin lasku. Tulojousto estimoituu epätarkasti mallissa  $BT_{FE-1}$ , mutta  $GINI$ -kertoimen pitkän ajan jousto on tarkka saaden arvon 0,142. Tästä seuraa, että jos käytettävissä olevien rahatulojen erot kasvavat 10 prosenttia, niin tämä kasvattaa yksityisten hammaslääkäripalveluiden kysyntää 1,42 prosenttia. Tulomuuttuja estimoituu tarkasti mallissa  $QML-2$

ja sen pitkän aikavälin kerroin on 0,247, joten käytettävissä olevien tulojen 10 prosentin nousu nostaa kysyntää 2,5 prosenttia pitkällä aikavälillä.

Korjausestimaattorien antamat kerroinestimaattien arvot eivät poikkea paljon toisistaan (poissulkien  $IV/GMM$ -estimoinnit). Siten voidaan todeta, että dynaamisen endogeenisuusarhan korjausmenetelmästä riippumatta kysynnän hinta-, tuki- ja tulojoustot ovat pieniä, mutta tukipolitiikassa tehtyjen suurten muutosten vaikutukset palvelukysyntään estimoituvat tarkasti ja ne kuvaavat oikein vuosina 2015–2017 tapahtunutta kysynnän muutosta.<sup>2</sup> Mielenkiintoinen tulos on, että toimenpidekysyntä reagoi samanaikaisesti sekä kokonaishintaan että tuen määrään, ei yksin asiakkaan maksamaan omavastuuhintaan. Kysynnän laskun arvioiminen tämän avulla aliarvioi havaittua kysynnän laskua, mutta kokonaishinnan ja tuen samanaikainen vaikutus antaa oikeaan osuvan tuloksen. Näyttää siis siltä, että palvelun käyttäjät ovat tietoisia Kela-tuen tasosta ja sen saamisen ehdoista ja reagoivat ennen kaikkea muutoksiin näissä. Tämän lisäksi, jos julkinen valta on arvioinut hinta- ja tukijoustot hyvin pieniksi (esim. alle 0,1), niin tukileikkausten kysyntävaikutukset ovat myös hyvin pieniä, mistä seuraa, että leikkausten hyvinvointitappiot ovat pieniä.

<sup>2</sup> Kun korjaus suoritettiin Kiviet -korjauksen (1995 ja 1999) avulla (ns.  $BC_{FE}$ -korjausmenetelmä, Bruno 2005a; 2005b), niin tulokset olivat hyvin lähellä  $QML$ - ja  $BT_{FE}$ -menetelmien tuloksia.

Taulukko 3. IV/GMM-, QML- ja ja  $BT_{FE}$ -estimointien tulokset

Muuttuja	GMM-1	GMM-2	GMM-3	GMM-4	QML-1	QML-2	$BT_{FE-1}$	$BT_{FE-2}$
$\ln PALVp_{-1}$	0,218 (6,01)	0,212 (5,32)	0,177 (4,19)	0,173 (4,03)	0,344 (17,31)	0,356 (17,79)	0,382 (11,79)	0,383 (12,41)
$\ln HINTA$	-0,299 (-11,54)		-0,273 (-14,93)		-0,222 (-15,21)		-0,221 (-14,11)	
$\ln TUKI$	0,086 (-13,52)		0,094 (12,36)		0,090 (14,38)		0,081 (10,61)	
$\ln HINTA_n$		-0,242 (-13,74)		-0,224 (-16,55)		-0,187 (-22,61)		-0,175 (-16,06)
$\ln TULOT_{-1}$	0,100 (1,51)	0,150 (1,98)	0,449 (9,22)	0,497 (10,55)	0,087 (1,50)	0,159 (2,80)	0,103 (1,64)	0,174 (2,92)
$\ln GINI_{-1}$	0,126 (1,79)	0,132 (1,98)	0,153 (3,75)	0,098 (2,34)	0,088 (2,97)	0,055 (1,84)	0,088 (2,99)	0,065 (2,22)
vakio	1,433 (2,91)	1,589 (3,25)			1,067 (4,07)	0,946 (3,68)		

 $t_{HCSE}$ -arvot suluissaTaulukko 4. Pitkän aikavälin joustot (malli  $BT_{FE-1}$ )

	LR-kerroin	z-arvo	$P >  z $
$\ln HINTA$	-0,357	-14,10	0,000
$\ln TUKI$	0,131	13,91	0,000
$\ln TULOT_{-1}$	0,166	1,61	0,107
$\ln GINI_{-1}$	0,142	2,72	0,007

 $t_{HCSE}$ -arvot suluissa

## 5. Mikä kysynnän taso olisi, jos politiikkamuutosta ei olisi tehty?

Politiikkamuutosten vaikuttavuusanalyysi (*policy treatment* -kirjallisuus) on viimeaikoina ollut muodikasta. Ekonometrisessa tutkimuksessa on perään kuulutettu satunnaistettujen ja luonnollisten kokeiden käyttöä. Näitä on pidetty ainoina asiallisina tutkimuksina ja muunlaiset ekonometriset lähestymistavat on kyseenalaistettu ja niitä on pidetty jopa virheellisinä (Angrist ja Pischke 2010, 2017). Asianlaita ei kuitenkaan ole näin suoraviivainen, sillä *treatment*-kirjallisuuden tulosten yleistettävyyden ja merkittävyys on usein varsin rajallinen (Deaton ja Cartwright 2018; Pearl 2018). Toisaalta ekonometrian tehtävä ei voi tyypistyä politiikkavaihtusten tilastolliseen testaamiseen, vaan sen tehtävänä on myös tutkia ja testata taloudellisia käytös- ja rakennereleatioita (Sims 2010; Keane 2010; Low ja Meghir 2017).

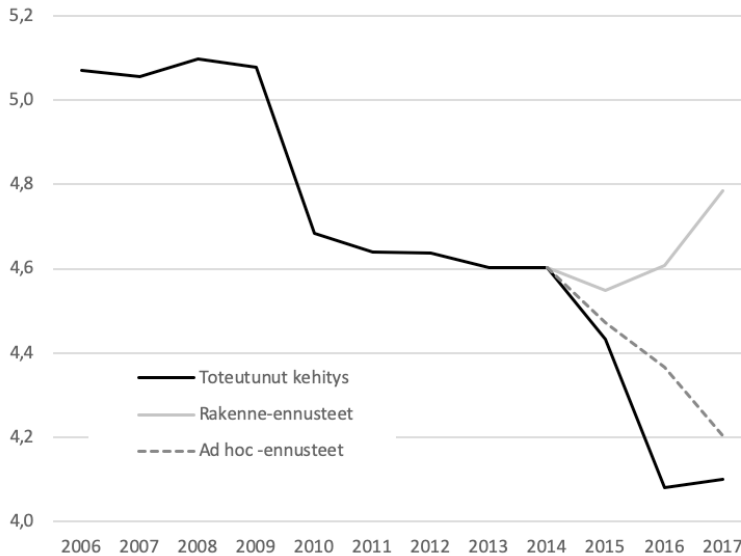
Tästä huolimatta seuraavassa seurataan tätä muodikasta trendiä ja pyritään arvioimaan, mitä olisi tapahtunut yksityiselle hammashoitopalveluiden kysynnälle, jos vuosien 2015–2017 Kela-korvausten leikkauksia *ei olisi* tapahtunut. Tämän kontrafaktuaalisen tilan rakentaminen on tämän tyyppisen hankkeen keskeinen haaste (Varian 2018). Seuraavassa menetellään siten, että aluksi estimoidaan edellä esitetty kokonaishinnan ja tuen rakennemalli (malli 2.1) *QML*-menetelmällä vuosille 2006–2014. Tässä kohdoin haasteellisin oletus on, että *QML*-menetelmän antamia kuntavakioestimaatteja pidetään harhattomina estimaatteina myös vuosille 2015–2017. Tämän jälkeen johdetaan mallin kaikille selittäjämuuttujille vuosien 2006–2014 aineiston avulla paneeliaikasarjaennusteet vuosille 2015–2017. Tähän käytetään *Trendi + AR(1)* tai *AR(2)* mal-

lia estimoituna myös harhattomasti *QML*-menetelmällä. Nämä ennusteet korvaavat vuosien 2015–2017 havaitut politiikan mukaiset arvot. Lopuksi ennustetaan näillä vuosien 2015–2017 palvelukysyntään yo. vuosien 2006–2014 rakennemallin *QML*-tuloksen avulla.

Kuvio 5 antaa tämän analyysin tulokset. Kuvio esittää toteutuneen palveluiden käytön per potilas, sen rakennemallin kontrafaktuaalisen ennusteen ja lisäksi vielä ad hoc -ennusteen, joka perustuu pelkkään vuosien 2006–2014 palvelukäytön paneeliaikasarjamallin tuloksen ennusteeseen. Tämä vastaa luonnollista kontrollikoeasetelmaa, toisin sanoen tilannetta ennen ja jälkeen politiikkamuutosta ilman rakenteellisia kysyntätekijöitä ja niille perustuvaa ennustetta.

Keskeinen tulos on, että politiikkamuutoksella on ollut suuria kysyntäseuraamuksia ja niitä ei voida analysoida asiallisesti ilman rakennemallin estimointia ja sille perustuvaa kontrafaktuaalista tilannetta. Vuonna 2017 toteutunut kysyntä oli 14,3 prosenttia pienempi verrattuna tilanteeseen, jossa Kela-korvauksen muutoksia vuosina 2015–2017 ei olisi tapahtunut. Koska vuosina 2015–2017 toimenpiteiden lukumäärä laski keskimäärin 16,1 prosenttia ja potilaiden lukumäärä noin 4,7 prosenttia, niin voidaan sanoa, että kysynnän (toimenpiteet per potilas) kontrafaktuaalinen tilanne voisi olla vastaavasti enemmän painotunut toimenpiteiden kuin potilasmäärän kasvuun. Tämän seikan tarkka analyysi kuitenkin edellyttäisi, että toimenpiteiden määrälle ja potilasmäärille estimoitaisiin erilliset mallit. Kuvion 5 sanoma on kuitenkin selkeä. Hallituksen tukileikkauksen taustalla voi olla harhaisen pieniin kysynnän hinta- ja tukijoustoihin perustuva käsitys kysynnän hinta- ja tukijoustoista.

Kuvio 5. Palvelukysyntä 2006–2017 ja kontrafaktuaaliset ennusteet 2015–2017



## 6. Yhteenveto

Yksityisen hammashoidon Kela-tuen merkittävät leikkaukset vuosina 2015–2016 ovat johtaneet palvelumäärän – sekä toimenpiteiden lukumäärän että potilasmäärän – laskuun. Keskimääräisen tuen yli 50 prosentin lasku oli tarpeellinen, jotta Sipilän hallituksen yli 70 miljoonan euron säästötavoite (123 miljoonasta 53 miljoonaan euroon) saavutettaisiin. Perustetta näille leikkauksille voidaan hakea sote-uudistuksen tavoitteista, joihin kuuluivat monikanavaisen rahoituksen purku ja uuteen systeemiin siirtyminen, joka ei sisältäisi Kelan maksamaa tukea. Toisaalta myös poliittinen kannatus Kela-tukijärjestelmien kehittämiseksi on viime vuosikymmeninä ollut heikkoa.

Tämän artikkelin tulokset osoittavat kuitenkin, että tehty radikaali korvaustason leikkaus selittyisi *matalaksi oletetuilla* hammashoidon palvelukysynnän hinta- ja tukijoustoilla, jolloin korvaustason laskun ei katsottu laskevan palveluiden käyttöä kovinkaan paljon. Joustojen harhattomien estimaattien arvot -0,36 ja 0,13 saavutettiin yllä dynaamisten kysyntämallien vaihtoehtoisilla estimointimenetelmillä. Nämä arvot ennustavat toteutunutta kysynnän tason laskua melko tarkasti. Palveluiden käyttö kaikissa kunnissa laski keskimäärin 16,1 prosenttia ja potilaiden lukumäärä 4,7 prosenttia vuosina 2015–2017. Samaan aikaan palveluiden potilashinta (omavastuu) ja kokonaishinta nousivat keskimäärin 31 prosenttia ja 9,2 prosenttia. Tämä tulos selittyy

paljolti sillä, että palvelun tuottajat ovat kompensoineet kysynnän laskua nostamalla hintoja, sillä hintakilpailun toimivuus voi olla hyvin vajavaista hammashoidon markkinoilla. Näyttää siis siltä, että Sipilän hallituksen 70 miljoonan euron leikkaus yksityisen hammashoidon tukeen on laskenut ennen kaikkea palveluiden käyttöä ja nostanut palvelun hintatasoa. Toisin sanoen kuluttajat ovat tukipolitiikan maksajia.

Näiden tulosten avulla politiikkamuutoksen sosiaalisten (netto)hyvinvointivaikutuksien arvioiminen onnistuu kuitenkin vain alustavasti. Suorat vaikutukset suun terveyteen ovat negatiiviset, mikäli julkinen palvelu ei ole pystynyt tarjoamaan riittävästi korvaavaa ja täydentävää hoitoa ilman pitkiä jonoja. Rahallista nettosäästöä politiikkamuutoksessa on vaikea nähdä, sillä julkisen hoidon kokonaiskustannustaso ei ole yleisesti matalampi kuin yksityisen hoidon. Muutoksen tulonjakovaikutukset eivät välttämättä ole merkittäviä, sillä pienempituloiset potilaat eivät juurikaan käytä yksityisiä hammashoidon palveluita.

Muutoksen vaikutukset saattavat olla suurimpia yksityisten hammaslääkäripalveluiden tuottajien keskuudessa tulojen laskun muodossa, vaikkakin hintojen keskimääräinen nousu on ollut suurempaa kuin palveluvolyymin keskimääräinen lasku. Kuntien välisten erojen voidaan olettaa olevan suuria. Varsinkin isommissa kaupungeissa, missä pitäisi esiintyä eniten kilpailua, myös palvelutuottajien markkinarakenteen muutokset voivat olla merkittäviä.

Toisaalta analyysia olisi syytä yrittää suunnata mikrotasolle, yksittäisen palvelun käyttäjän ja tarjoajan simultaanisen *markkinarakennemallin* estimointiin, jolloin hinta endogenisoituu tuottajien reagoinnin seurauksena tukipolitiikan muutokseen. Tämän tyyppinen analyysi paljastaisi tukipolitiikan kaikki suorat ja epäsuorat seuraamukset samassa kehikossa.

Näiden kaikkien vaikutusten selvittäminen vaatisi lisätutkimuksia, joista terveystaloustieteen kannalta ensisijainen kohde on politiikkamuutoksen vaikutukset suun terveyden tasoon. Toinen tutkimuskysymys on, missä määrin julkinen palvelu on pystynyt kustannustehokkaasti korvaamaan laskeneen yksityisen kysynnän laskun. Tämä lähtökohta liittyy edellä esitetyn analyysin metodisesti laajemmin politiikkamuutosten vaikutusten tutkimukseen muodossa, jossa hyödynnetään ekonometristä rakennemallien estimointia. Tällöin käytörelaatioiden harhattomalla estimoinnilla haetaan keskeiset käytösparametrien estimaatit, joiden avulla arvioidaan ja ennustetaan politiikkavaikutusten kokoa ja merkittävyyttä. Tämän tyyppistä lähestymistapaa tarvittaisiin kiireellisesti muun muassa ilmastopolitiikan (esimerkiksi liikenteen päästöverojen) eri vaihtoehtojen analyysissa ja hyvinvointiseuraamusten arvioinnissa. Keskeinen tulos tällöin voi olla, että vero- ja tukipolitiikan muutosten ei tarvitse olla kovinkaan mittavia, koska korkeiden hinta- ja tukijousten takia politiikkavaikutukset ovat merkittäviä. □

## Kirjallisuus

- Ahlers, K. (2017), "Yksityiset hammaslääkäripalvelut ovat kallistuneet kuluttajalle puolella 2010-luvulla", lääkärihinta.fi, Blogi 20.4.2017.
- Allison, P., Williams, R. ja Moral-Benito, E. (2017), "Maximum likelihood for cross-lagged panel models with fixed effects", *Socius: Sociological Research for a Dynamic World* 3:1–17 (ks. myös *The Stata Journal* 18: 293–326, 2018).
- Angrist, J. ja Pischke, J.-S. (2017), "Undergraduate Economics Instruction: Through Our Classes, Darkly", *Journal of Economic Perspectives* 31: 125–144.
- Angrist, J.D. ja Pischke, J.-S. (2010), "The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design is Taking the Con out of Econometrics", *Journal of Economic Perspectives* 24: 3–30.
- Arellano, M., ja Bond, S. R. (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies* 58: 227–297.
- Arinen, S.-S. ja Sintonen, H. (1994), "The Choice of Dental Care Sector by Young Adults Before and After Subsidization Reform in Finland", *Social Science & Medicine* 39: 291–297.
- Blomgren, J., Maljanen, T. ja Virta, L. (2017), "Yksityisten sairaanhoitopalveluiden käyttö, kustannukset ja Kela-korvaukset vuosina 2013–2016", KELA Työpaperi 121/2017.
- Blundell, R. W. ja Bond, S. R. (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics* 87: 115–143.
- Bruno, G. S. F. (2005a), "Approximating the bias of the LSDVC Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Model", *Economics Letters* 87: 361–366.
- Bruno, G. S. F. (2005b), "Estimation and inference in dynamic unbalanced panel-data model with a small number of individuals", *The Stata Journal* 5: 473–500.
- Bun, M. J. G. (2003), "Bias correction in the dynamic panel data model with a non-scalar disturbance covariance matrix", *Econometric Reviews* 22: 29–58.
- Bun, M. J. G. ja Carree, M. A. (2005), "Bias-corrected estimation in dynamic panel data models", *Journal of Business and Economic Statistics* 23: 200–210.
- Bun, M. J. G. ja Carree, M. A. (2006), "Bias-corrected estimation in dynamic panel data models with heteroscedasticity", *Economic Letters* 92: 220–227.
- Bun, M. J. G. ja Kiviet, J. F. (2003), "On the diminishing returns of higher order terms in asymptotic expansions of bias", *Economics Letters* 79: 145–152.
- Chudik, A. ja Pesaran, M. H. (2015), "Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors", *Journal of Econometrics* 188: 393–420.
- Dang, V. A., Kim, M. ja Shin, Y. (2015), "In search of robust methods for dynamic panel data models in empirical corporate finance", *Journal of Banking and Finance* 53: 84–98.
- Deaton, A. ja Cartwright, N. (2018), "Understanding and misunderstanding randomized controlled trials", *Social Science & Medicine* 210: 2–21.
- De Vos, I., Everaet, G. ja Ruysen, I. (2015), "Bootstrap-based bias correction and inference for dynamic panels with fixed effects", *The Stata Journal* 15: 986–1018.

- Dhaene, G. ja Jochmans, K. (2012) “Split-panel jack-knife estimation of fixed-effect models”, Université Catholique de Louvain, CORE-Discussion Paper No. 2012003.
- van Doorslaer, E., Wagstaff, A., van der Burg, H., Christiansen, T., De Graeve, D., Duchesne, I., Gerdtham, U., Gerfin, M., Geurts, J., Gross, L., Häkkinen U., John, J., Klavus, J., Leu, R., Nolan, B., O'Donnell, O., Propper, C., Puffer, F., Schellhorn, M., Sundberg, G. ja Winkelhake, O. (2000), “Equity in the delivery of health care in Europe and the US”, *Journal of Health Economics* 19: 553–583.
- Ellis, R.P., Martins: B. ja Zhu, W. (2017), “Health care demand elasticities by type of service”, *Journal of Health Economics* 55: 232–243.
- Everaert, G. ja Pozzi, L. (2007), “Bootstrap-based bias correction for dynamic panels”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 31: 1160–1184.
- Finlex (2000a), Hallituksen esitys (HE 149/2000) Eduskunnalle laeiksi kansanterveyslain 14 ja 49 §:n, erikoissairaanhoitolain 59 §:n ja mielen-terveyslain 34 §:n muuttamisesta.
- Finlex (2000b), Hallituksen esitys (HE 155/2000) Eduskunnalle laiksi sairausvakuutuslain muuttamisesta.
- Finlex (2004a), Hallituksen esitys (HE 77/2004) Eduskunnalle laeiksi kansanterveyslain ja erikoissairaan-hoitolain sekä eräiden muiden lakien muuttamisesta.
- Finlex (2004b), Valtioneuvoston asetus (1336/2004) sairausvakuutuslain 3 luvun 4 ja 5 §:ssä tarkoitettujen korvaustaksojen perusteista.
- Finlex (2009), Laki (1704/2009) kunnan peruspalvelujen valtionosuudesta.
- Finlex (2010), Terveydenhuoltolaki (1326/2010).
- Finlex (2014), Hallituksen esitys (HE 204/2014) eduskunnalle laeiksi sairausvakuutuslain, sairausvakuutuslain 2 luvun 3 §:n väliaikaisesta muuttamisesta annetun lain voimaantulosäännöksen sekä Kansaneläkelaitoksen kuntoutusetuksista ja kuntoutusrahaetuksista annetun lain 12 §:n muuttamisesta.
- Finlex (2015), Hallituksen esitys (HE 106/2015) eduskunnalle laeiksi sairausvakuutuslain muuttamisesta ja väliaikaisesta muuttamisesta, sairausvakuutuslain muuttamisesta annetun lain muuttamisesta sekä apteekkimaksusta annetun lain 2 §:n väliaikaisesta muuttamisesta.
- Gouriéroux, C., Phillips, P. ja Yu, J. (2010), “Indirect inference for dynamic panel models”, *Journal of Econometrics* 157: 68–77.
- Grossman, M. (1972), “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *The Journal of Political Economy* 80: 223–255.
- Hahn, J., Hausman, J. ja Kuersteiner, G. (2007), “Long difference instrumental variables estimation for dynamic panel models with fixed effects”, *Journal of Econometrics* 140: 574–617.
- Hahn, J. ja Kuersteiner, G. (2002), “Asymptotically unbiased inference for a dynamic panel model with fixed effects when both N and T are large”, *Econometrica* 70: 1639–1657.
- Hahn, J. ja Moon, H. (2006), “Reducing bias of MLE in a dynamic panel model”, *Econometric Theory* 22: 499–512.
- Han, C. ja Phillips, P. (2013), “First difference maximum likelihood and dynamic panel estimation”, *Journal of Econometrics* 175: 35–45.
- Han, C., Phillips, P. ja Sul, D. (2014), “X-Differencing and dynamic panel model estimation”, *Econometric Theory* 30: 201–251.
- Hayakawa, K. ja Pesaran, M. (2015), “Robust standard errors in transformed likelihood estimation of dynamic panel data models with cross-sectional heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics* 188: 111–134.
- Hiltunen, R., Mikkola, H. ja Virta, L. (2017), “Kilpailevatko yksityiset yleislääkärit hinnoilla?”, *Yhteiskuntapolitiikka* 82: 377–391
- Hiltunen, R. ja Saarni, J. (2014), “Miten yksityisten lääkäripalveluiden markkinarakenne on kehittynyt 2008- 2012”, THL-työpäpaperi 3/2014, Terveystaloustiede 2014.

- Holst, D. (1982), “Third party payment in dentistry. An analysis of an effect of a third party payment system and systems determinants”, University of Oslo, Oslo.
- Hsiao, C., Pesaran, C.M. ja Tahmiscioglu, A.K. (2002), “Maximum likelihood estimation of fixed effects dynamic panel data models covering short time periods”, *Journal of Econometrics* 109: 107–150.
- Häkkinen, U. (1991), “Lääkäripalvelujen kysyntä ja käyttö Suomessa”, *Sosiaalilääketieteellinen Aikakauslehti* 28: 207–222.
- Keane, M.P. (2010), “A Structural Perspective on the Experimental School”, *Journal of Economic Perspectives* 24: 47–68.
- Keane, M.P. ja Neal, T. (2016), “The Keane and Runkle estimator for panel-data models with serial correlation and instruments that are not strictly exogenous”, *The Stata Journal* 16: 523–549.
- Keane, M.P. ja Runkle, D. (1992), “On the estimation of panel-data models with serial-correlation when instruments are not strictly exogenous.”, *Journal of Business and Economic Statistics* 10: 1–9.
- KELA (2019), Tilastotietokanta Kelasto, Kansaneläkelaitos, <https://www.kela.fi/kelasto>.
- Kiiskinen U., Suominen-Taipale, L., Aromaa, A. ja Arinen, S. (2005), *Koettu suun terveys ja hammashoitopalvelujen käyttö hammashoitouudistuksen aikana. Hammashoitouudistuksen arviointitutkimuksen perustaulukot*, Kansanterveyslaitoksen julkaisuja B 22/2005.
- Kiviet, J. F. (1995), “On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models”, *Journal of Econometrics* 68: 53–78.
- Kiviet, J. F. (1999), “Expectations of expansions for estimators in a dynamic panel data model; some results for weakly-exogenous regressors”, teoksessa C. Hsiao ym. (toim.), *Analysis of panel data and limited dependent variables*, Cambridge University Press: 199–225.
- Kiviet, J., Pleus, M. ja Poldermans, R. (2017), “Accuracy and efficiency of various GMM inference techniques in dynamic micro panel data models”, *Econometrics Journal* 5: 14–57.
- Klavus J., Järvelin, J., Pekurinen, M. ja Mikkola, H. (2004), “Asiakasmaksut terveydenhuollon rahoituksessa”, *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 100: 440–456.
- Kripfganz, S. (2016), “Quasi-maximum likelihood estimation of linear dynamic short-T panel data model”, *The Stata Journal* 16: 1013–1038.
- Larivaara, M. ja Teperi, J. (2007), “Eriarvoisuus sosiaali- ja terveyspalvelujen käytössä”, teoksessa Taimio, H. (toim.), *Taloukasvun hedelmät – kuka sai ja kuka jäi ilman?*, Työväen sivistysliitto.
- Low, H. ja Meghir, C. (2017), “The Use of Structural Models in Economics”, *Journal of Economic Perspectives* 31: 33–58.
- Manning, W.G. ja Phelps, C.E. (1979), “The demand for dental care”, *The Bell Journal of Economics* 10: 503–525.
- Manning, W.G. ym. (1987), “Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from randomized experiment”, *The American Economic Review* 77: 251–277.
- Maljanen, T., Komu, K. ja Mikkola, H. (2011), “Sairausvakuutuksen taksankorotusten vaikutus hammaslääkäriin perimiin palkkioihin”, teoksessa Klavus, J. (toim.), *Terveystaloustiede 2011*, Terveyden ja hyvinvoinnin laitos: 28–33
- Maljanen, T., Ahola, T. ja Mikkola, H. (2014), “Valtiontalouden leikkausten vaikutukset – esimerkkinä sairausvakuutuksen korvaustaksojen alentamisen vaikutukset tutkimustoimenpiteiden hintoihin”, teoksessa Mäklin, S. (toim.), *Terveystaloustiede 2014*, Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, Työpäpaperi 3/2014: 9–12.
- Matveinen, P. (2018), “Terveydenhuollon menot ja rahoitus 2016”, Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, Tilastoraportti 20/2018.
- Mikkola, H. ym. (2005), “Yksityiset hammashoitopalvelut Isossa-Britanniassa, Ruotsissa ja Suomessa”, *Yhteiskuntapolitiikka* 70: 15–27.



- Mölläri, K. ja Kovanen, L. (2018), "Hoitoon pääsy perusterveydenhuollossa lokakuussa 2018", Terveystieteiden tutkimuskeskus ja hyvinvoinnin laitos, Tilastoraportti 42/2018.
- Newhouse, J. P. ja Phelps, C. E. (1974), "Price and Income Elasticities for Medical Care Services", Santa Monica, Calif.: RAND Corporation, R-1197-NC/OEO.
- Nickell, S. J. (1981), "Biases in dynamic models with fixed effects", *Econometrica* 49: 1417–1426.
- Nihtilä, A. ja Widström, E. (2005), "Haasteena oikeudenmukaisuus – keski-ikäisten kokemuksia hammashoitouudistuksesta pääkaupunkiseudulla", *Yhteiskuntapolitiikka* 70: 323–333.
- Nguyen, L. ja Hakkinen, U. (2006), "Choices and utilization in dental care. Public vs. private dental sectors, and the impact of a two-channel financed health care system", *European Journal of Health Economics* 7: 99–106.
- Pearl, J. (2018), "Challenging the hegemony of randomized controlled trials: A commentary on Deaton and Cartwright", *Social Science & Medicine* 210: 60–62.
- Pesaran, M. H. (2015), *Time series and panel econometrics*. Oxford University Press.
- Phillips, P. C. B. ja Sul, D. (2003), "Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence", *Econometrics Journal* 6: 217–259.
- Phillips, P. C. B. ja Sul, D. (2007), "Bias in dynamic panel estimation with fixed effects, incidental trends and cross section dependence", *Journal of Econometrics* 137: 162–188.
- Randall, E., Martins, B. ja Zhu, W. (2017), "Health care demand elasticities by type of service", *Journal of Health Economics* 55: 232–243.
- Remes-Lyly, T. (2018), Suun terveydenhuollon asiakasmaksujen muutostarpeet. *Selvitysbenkilön raportti*, Sosiaali- ja terveysministeriön muistioita ja raportteja 23/2018.
- Ringel, J., Hosek, S., Vollaard, B. ja Mahnovski, S. (2002), *The Elasticity of Demand for Health Care: A Review of the Literature and Its Application to the Military Health System*, National Defense Research Institute and RAND Health, RAND Monograph Reports.
- Scoggins, J. F. ja Weinberg, D.A. (2017), "Health-care coinsurance elasticity coefficient estimation using monthly cross-section, time-series claims data", *Health Economics* 26: 795–801.
- Sintonen, H. ja Pekurinen, M. (2006), *Terveystaloustiede*, WSOY.
- Seppälä, T. ja Pekurinen, M. (toim.) (2014), *Sosiaali- ja terveydenhuollon keskeiset rahavirrat*. Raportti 22/2014. THL.
- Sims, C. A. (2010), "But Economics is Not an Experimental Science", *Journal of Economic Perspectives* 24: 59–68.
- So, B. S. ja Shin, D. W. (1999), "Recursive mean adjustment in time series inferences", *Statistics and Probability Letter* 43: 65–73.
- Srivastava, P., Gang, C. ja Harris, A. (2014), "Oral health, dental insurance and demand for dental care in Australia", Monash University Centre for Health Economics, Working Paper 01–14.
- STM (2013a), *Sairaanhoitovakuutuksen rooli osana sosiaali- ja terveyspalvelujärjestelmää*, Sosiaali- ja terveysministeriön raportteja ja muistioita 34/2012.
- STM (2013b), *Suun terveyttä koko väestölle 2013. Suun terveydenhuollon selvitystyöryhmän kehittämissuositukset*, Sosiaali- ja terveysministeriön raportteja ja muistioita 39/2012.
- Suominen-Taipale, L. (2000), "Demand for Oral Health Care Services in Adult Finns", Väitöskirja, Turun yliopisto.
- Suominen-Taipale, L. (2004), "Suomalaisten aikuisten suunterveys – Terveystieteiden tutkimus 2000 -tutkimus", Kansanterveyslaitos Julkaisuja B16/2004: 50–64.
- Tampsi-Jarvala, T. ym. (2007), "Hintakilpailu ja hinnoittelupäätökset yksityisillä hammas-hoito-markkinoilla", Stakes, Työpapereita 2/2007.

- Teperi, J. ja Keskimäki, I. (2007), "Terveyspalvelujen kohdentumisen oikeudenmukaisuus", teoksessa Saari, J. ja Yeung, A.B. (toim.): *Oikeudenmukaisuus hyvinvointivaltiossa*, Gaudeamus: 274–291.
- Tuominen, U., Ruuska, H., Tervola, J. ja Maljanen, T. (2016), "Yksityissektorin erikoislääkärien vastaanottopalkkioiden hinta-vertailu", *Suomen Lääkärilehti* 71: 499–506.
- Varian, H.A. (2016), "Causal inference in economics and marketing", *PNAS* 113: 7310–15
- Widström, E. ja Mikkola, H. (2008), "Mitä kertoo hammashoitouudistuksen arviointi?", Stakes, Tutkijapuheenvuoroja terveydenhuollosta.
- Widström, E., Väisänen, A. ja Mikkola, H. (2011), "Pricing and competition in the private dental market in Finland", *Community Dental Health* 28: 123–127.
- Widström, E. ja Mikkola, H. (2012), "Industry structures in private dental markets in Finland", *Community Dental Health* 29: 309–314.
- Widström, E., Komu, M. ja Mikkola, H. (2013), "Longitudinal register study of attendance frequencies in public and private services in Finland", *Community Dental Health* 30: 143–47.