



☐	Kandidaatintutkielma
☒	Pro gradu -tutkielma
☐	Lisensiaatintutkielma
☐	Väitöskirja

Oppiaine	Taloustiede	Päivämäärä	31.5.2022
Tekijä(t)	Saara Siik	Sivumäärä	66+20
Otsikko	Terveyskeskusmaksun poistamisen vaikutukset: case study synteettisellä kontrollimenetelmällä		
Ohjaaja(t)	Professori Hannu Salonen		

Tiivistelmä

Tutkin terveyskeskusmaksun poistamisen vaikutuksia terveydenhuollon palveluiden käyttäjien määrään, käyntikertoihin sekä kustannuksiin. Tutkielmassa tarkastellaan aihetta sekä aikaisemman tutkimuksen että oman empiirisen analyysin avulla. Tutkielman empiirisessä osiossa sovelletaan synteettistä kontrollimenetelmää sekä kuntatason tilastoaineistoa vaikutusten arvioinnissa. Helsingin terveyskeskusmaksun poiston vaikutuksia ei ole aiemmin tutkittu tilastollisesti.

Empiirinen vaikutusten arviointi on välttämätöntä, koska teoria ei anna yksiselitteistä vastausta kysymykseen, miten terveyskeskusmaksun poisto vaikuttaa käynteihin. Vaikka yksinkertainen kysyntä-tarjontakehikko ennustaisi matalampien maksujen lisäävän palvelun käyttäjiä, psykologisen taloustieteen teorioiden avulla jopa päinvastainen vaikutus on mahdollinen. Kyseessä on siis lopulta empiirinen kysymys. Vaikka empiiristä tutkimusta on saatavilla monista maista, maiden välillä on selkeitä eroja sekä asiakasmaksuissa että yleisesti terveydenhuoltojärjestelmissä. Eri maiden järjestelmien vertailu keskenään on hankalaa niiden eroavaisuuksien takia. Tältä näkökannalta tutkimus erikseen Suomesta on perusteltua.

Tutkimuksessa havaitaan, että kaikki avohoidon käynnit lisääntyvät Helsingissä reformin seurauksena, mutta lääkärikäynneissä ja lääkärin potilaiden määrässä ei näy muutosta verrattuna synteettiseen kontrollikuntaan. Tulokset viittaavat siihen, että maksun poisto olisi lisännyt käyntejä hoitajalla ilman, että lääkärikäynnit tai lääkärin potilaiden määrä olisivat lisääntyneet. Tämä voi selittyä sillä, että ennen lääkärikäyntejä tehtävä palvelutarpeen arviointi onnistuu hyvin välttämään turhat lääkärikäynnit, vaikka terveyskeskusmaksuja ei olisi. Kustannusvaikutuksista ei pystytä tämän tutkimuksen perusteella tekemään luotettavia johtopäätöksiä.

Avainsanat	terveyskeskusmaksut, vaikuttavuuden arviointi, synteettinen kontrollimenetelmä
------------	--

TERVEYSKESKUSMAKSUN POISTAMISEN VAIKUTUKSET

Case study synteettisellä kontrollimenetelmällä

Taloustieteen
pro gradu -tutkielma

Laatija(t):
Saara Siik

Ohjaaja(t):
Professori Hannu Salonen

31.5.2022
Turku

Sisällysluettelo

1	JOHDANTO.....	10
2	INSTITUUTIOT JA REFORMI.....	13
	2.1 Perusterveydenhuolto Suomessa.....	13
	2.2 Asiakasmaksukäytännöt	14
3	KIRJALLISUUSKATSAUS.....	18
	3.1 Teoriatausta.....	18
	3.2 Aikaisempi empiirinen tutkimus	19
4	AINEISTO.....	31
	4.1 Aineiston ja muuttujien kuvaus.....	31
	4.2 Käsittely- ja kontrolliryhmät	33
5	TUTKIMUSMENETELMÄT	34
	5.1 Arviontiongelma (engl. <i>evaluation problem</i>).....	34
	5.2 Synteettinen kontrollimenetelmä	35
6	TULOKSET	39
7	ROBUSTISUUSTARKASTELUT	46
	7.1 Plasebotestit	46
	7.2 Varhennustesti (engl. <i>backdating</i>).....	55
8	SISÄINEN JA ULKOINEN VALIDITEETTI	58
9	YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	60
	LÄHTEET.....	62
	LIITE A: SUURIMPIEN KUNTIEN VERTAILU.....	67
	LIITE B: SYNTEETTISTEN KONTROLLIYKSIKÖIDEN PAINOKERTOIMET	
		70
	LIITE C: TULOKSET JA ROBUSTISUUSTARKASTELUT, 15 SUURINTA	
	KUNTAA.....	76
	LIITE D: SYNTEETTISTEN KONTROLLIYKSIKÖIDEN PAINOKERTOIMET,	
	15 SUURINTA KUNTAA.....	86



Kuvioluettelo

Kuvio 1: Kuntien perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnin maksukäytännöt vuosina 2016–2017	17
Kuvio 2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit	40
Kuvio 3: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat	41
Kuvio 4: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit	42
Kuvio 5: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas). 43	
Kuvio 6: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit kontrollimuuttujilla	44
Kuvio 7: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat kontrollimuuttujilla	44
Kuvio 8: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit kontrollimuuttujilla	45
Kuvio 9: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset kontrollimuuttujilla (euroa / asukas)	45
Kuvio 10: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit	47
Kuvio 11: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)	47
Kuvio 12: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)	48
Kuvio 13: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat	49
Kuvio 14: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)	49
Kuvio 15: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)	50
Kuvio 16: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit	51
Kuvio 17: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)	51
Kuvio 18: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)	52

Kuvio 19: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas).....	53
Kuvio 20: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas) (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna).....	53
Kuvio 21: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas) (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)	54
Kuvio 22: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit	56
Kuvio 23: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat	56
Kuvio 24: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit	57
Kuvio 25: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas).....	57
Kuvio A1: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit, Helsinki, Espoo, Tampere, Vantaa, Oulu ja Turku.....	67
Kuvio A2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat, Helsinki, Espoo, Tampere, Vantaa, Oulu ja Turku	68
Kuvio A3: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit, Helsinki, Espoo, Tampere, Vantaa, Oulu ja Turku.....	68
Kuvio A4: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas), Helsinki, Espoo, Tampere, Vantaa, Oulu ja Turku	69
Kuvio C1: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit, 15 suurinta kuntaa	76
Kuvio C2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat, 15 suurinta kuntaa	76
Kuvio C3: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit, 15 suurinta kuntaa	77
Kuvio C4: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas), 15 suurinta kuntaa.....	77
Kuvio C5: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit kontrollimuuttujilla, 15 suurinta kuntaa.....	78
Kuvio C6: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat kontrollimuuttujilla, 15 suurinta kuntaa.....	78
Kuvio C7: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit kontrollimuuttujilla, 15 suurinta kuntaa.....	79
Kuvio C8: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset kontrollimuuttujilla (euroa / asukas), 15 suurinta kuntaa	79



Kuvio C9: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit, 15 suurinta kuntaa	80
Kuvio C10: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna), 15 suurinta kuntaa	80
Kuvio C11: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat, 15 suurinta kuntaa	81
Kuvio C12: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna), 15 suurinta kuntaa	81
Kuvio C13: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit, 15 suurinta kuntaa	82
Kuvio C14: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna), 15 suurinta kuntaa	82
Kuvio C15: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas), 15 suurinta kuntaa.....	83
Kuvio C16: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas) (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna), 15 suurinta kuntaa	83
Kuvio C17: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit, 15 suurinta kuntaa.....	84
Kuvio C18: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat, 15 suurinta kuntaa.....	84
Kuvio C19: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit, 15 suurinta kuntaa.....	85
Kuvio C20: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas), 15 suurinta kuntaa.....	85

Taulukkoluetelo

Taulukko B1: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäyntien synteettisen kontrollikunnan painokertoimet	70
Taulukko B2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaiden synteettisen kontrollikunnan painokertoimet	70
Taulukko B3: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikkien käyntien synteettisen kontrollikunnan painokertoimet	70
Taulukko B4: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannusten synteettisen kontrollikunnan painokertoimet	75
Taulukko D1: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäyntien synteettisen kontrollikunnan painokertoimet, 15 suurinta kuntaa	86
Taulukko D2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaiden synteettisen kontrollikunnan painokertoimet, 15 suurinta kuntaa	86
Taulukko D3: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikkien käyntien synteettisen kontrollikunnan painokertoimet, 15 suurinta kuntaa	86
Taulukko D4: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannusten synteettisen kontrollikunnan painokertoimet, 15 suurinta kuntaa	86



1 JOHDANTO

Sosiaali- ja terveysalan palvelujen tuottamisen kulut vievät valtiolta ja kunnilta suuren osan budjetista. Tietävästi huoltosuhteen heikentyessä tämä ei ainakaan vähennä sosiaali- ja terveystenonja. Terveyskeskusmaksun poistumisen vaikutuksista Helsingissä ei ole julkaistu tutkimusta tämänhetkisen tiedon mukaan. Myös Vaalavuo ym. (2018) mainitsevat Valtioneuvoston selvitys- ja tutkimustoiminnan julkaisussa, ettei maksun poiston vaikutuksia ole vielä riittävästi arvioitu. Ennen terveyskeskusmaksun poistoa terveyskeskusmaksun bruttotuotto oli Helsingissä 4,2 miljoonaa euroa ja nettotuotto perinnän kulu- jen jälkeen arvioitiin 3,1 miljoonaksi euroksi (Helsingin kaupungin pöytäkirja 4/2016). Kuntatalouden kannalta asia voi siis olla relevantti.

WHO:n tietokannan¹ mukaan kotitalouksien maksujen osuus (engl. *out-of-pocket spending*) kaikista valtion terveystenonista oli Suomessa 17,4 prosenttia vuonna 2019. Yhdysvalloissa se taas oli 11,3 prosenttia, Iso-Britanniassa 17,1 prosenttia, Ruotsissa 13,9 prosenttia, Saksassa 12,8 prosenttia ja Ranskassa vain 9,3 prosenttia. Maiden välillä on selkeitä eroja sekä asiakasmaksuissa että yleisesti terveydenhuoltojärjestelmissä. Eri maiden järjestelmien vertailu keskenään on hankalaa niiden eroavaisuuksien takia. Tältä näkökannalta tutkimus erikseen Suomesta on perusteltua.

Teoreettisesti terveydenhuollon asiakasmaksuja voidaan tarkastella monella tavalla. Yksinkertaisen kysyntä-tarjontakehikon avulla voitaisiin odottaa, että maksut vähentäisivät palvelun käyttäjiä. Osterin (1995) mukaan maksujen avulla palvelut voidaan kohdistaa niille, joiden hyöty palvelusta ylittää maksun määrän. Terveyskeskusmaksuja voidaan kuitenkin tarkastella myös käyttäytymistaloustieteen teorioiden avulla, jolloin vaikutusmekanismit voivat olla hyvin erilaisia: korkea terveydenhuollon palveluiden hinnoittelu saattaa esimerkiksi lisätä kysyntää, mikäli uponneet kustannukset sitouttavat käyttäjä palveluun (Thaler 1980). Toisaalta käyttäytymistaloustieteen teorian mukaan maksut voivat myös signaloida hyödykkeen tai palvelun korkeasta laadusta (Bagwell & Riodan 1991). Mikäli näin on, terveyskeskusmaksujen poistaminen saattaa myös vähentää palveluiden käyttöä, vaikka kysyntä-tarjontamalli ei niin ennustaisikaan. Koska eri teorianmallit antavat toisistaan poikkeavia ennustuksia, terveyskeskusmaksun poistamisen vaikutus palveluiden käyttöön ja kustannuksiin on lopulta empiirinen kysymys.

¹ World Health Organization, Global Health Expenditure Database. <<https://apps.who.int/nha/database/>>, haettu 9.1.2022.

Empiiristä tutkimusta asiakkaiden ja julkisen sektorin välisen kustannusten jaon (engl. *cost-sharing*) vaikutuksista on tehty kansainvälisesti suhteellisen paljon. Esimerkkejä kustannusten jaosta ovat omavastuut ja asiakasmaksut. Suurin osa aihetta käsittelevistä tutkimuksista hyödyntää erilaisia kvasikokeellisia tutkimusasetelmia, kuten difference-in-differences-menetelmää ja regressioepäjatkuvuusmenetelmää. Myös laajoja satunnaiskokeita on hyödynnetty aiemmassa tutkimuksessa. Tästä esimerkkeinä ovat Yhdysvalloissa toteutetut kaksi sairausvakuutuskokeilua: RAND-kokeilu (engl. *RAND Health Insurance Experiment*) 1974–1982 sekä Oregonin sairausvakuutuskokeilu vuonna 2008. Tutkielmassa tarkastellaan laajasti aiempaa tutkimusta eri maista, kuten Yhdysvalloista, Pohjoismaista, Länsi-Euroopasta sekä Aasiasta. Lisäksi myös kehittyvissä maissa saatuja tuloksia käsitellään.

Tämän tutkielman tutkimuskysymyksenä on selvittää terveystieteiden asiakasmaksujen poistamisen vaikutukset Helsingissä. Tutkielmassa tutkitaan vaikutuksia useaan eri lopputulemaan. Terveystieteiden käynneistä tarkastellaan erikseen vaikutuksia perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaiden määrään, lääkärikäyntien määrään sekä perusterveydenhuollon avohoidon kaikkien käyntien määrään. Terveystieteiden ja potilaiden määrän lisäksi tutkielmassa tarkastellaan myös vaikutuksia kustannuksiin. Kustannusmuuttujana käytetään perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannuksia.

Tutkimusmenetelmänä käytetään synteettistä kontrollimenetelmää (katso esimerkiksi Abadie 2021), joka soveltuu hyvin käytettäväksi tilanteissa, joissa käsittelyn saavia yksiköitä on vain yksi, kuten terveystietokeskuksen maksun poistamisen tapauksessa Helsinki. Synteettisessä kontrollimenetelmässä käsittelykunnalle muodostetaan keinotekoinen kontrollikunta painottamalla kontrollikuntia niin, että jokaisella on jokin paino (tosin paino voi olla myös nolla) muodostuneessa synteettisessä kontrollikunnassa. Käytettävät aineistot saadaan julkisesti saatavilla olevista lähteistä: Terveystieteiden ja hyvinvoinnin laitoksen Sotkanet-tietokannasta ja Tilastokeskuksen PxWeb-tietokannasta.

Tutkielmassa havaitaan, että avohoidon kaikki käynnit lisääntyvät Helsingissä reformin seurauksena, mutta lääkärikäynneissä ja lääkärin potilaiden määrässä ei näy muutosta verrattuna synteettiseen kontrollikuntaan. Tulokset viittaavat siis siihen, että maksun poisto olisi lisännyt käyntejä hoitajalla ilman, että lääkärikäynnit tai lääkärin potilaiden määrä olisivat lisääntyneet. Tämä voi selittyä sillä, että ennen lääkärikäyntejä tehtävä palvelutarpeen arviointi onnistuu hyvin välttämään turhat lääkärikäynnit, vaikka



terveyskeskusmaksuja ei olisi. Estimaattien mukaan nettokäyttökustannukset olisivat laskeneet, mutta robustisuustarkasteluiden perusteella tuloksen luotettavuus voidaan kyseenalaistaa.

Tutkielman rakenne etenee siten, että luvussa 2 käsitellään terveydenhuollon rahoitusta ja asiakasmaksuja Suomessa. Luvussa esitellään myös vuoden 2013 uudistus Helsingissä, kun asiakasmaksut poistettiin ainoana kuntana Suomessa. Kolmannessa luvussa tarkastellaan aiempaa empiiristä ja teoreettista tutkimusta. Luvussa 4 esitellään käytettävät aineistot ja luvussa 5 tutkimusmenetelmät. Kuudennessa luvussa esitellään tulokset ja seitsemännessä luvussa tehdään tarvittavat robustisuustarkastelut. Kahdeksannessa luvussa tarkastellaan tämän tutkimuksen sisäistä- ja ulkoista validiteettia. Viimeisessä luvussa ovat yhteenveto ja johtopäätökset.

2 INSTITUUTIOT JA REFORMI

2.1 Perusterveydenhuolto Suomessa

Perusterveydenhuoltoon sisältyy kunnan järjestämä väestön terveydentilan seuranta, terveyden edistäminen, suun terveydenhuolto, lääkinnällinen kuntoutus, työterveyshuolto, ympäristöterveydenhuolto, avosairaanhoito, kotisairaanhoito, kotisairaala- ja sairaalahoito, mielenterveystyö ja päihdetyö (siltä osin kuin niitä ei järjestetä sosiaalihuollossa tai erikoissairaanhoidossa). (Terveydenhuoltolaki 1326/2010, 3 §).

Perusterveydenhuollon palveluiden järjestämisestä vastaavat kunnat. Tämä ei kuitenkaan sido kuntia tuottamaan palveluita itse, vaan ne saattavat hankkia perusterveydenhuollon palveluita ostopalveluina muilta palveluntuottajilta kuten kolmannelta sektorilta, kuntayhtymiltä tai yksityisiltä tuottajilta. (Seppälä & Pekurinen 2014, 21; Terveydenhuoltolaki 1326/2010, 54 §). Kunta ei suoraan vastaa erikoissairaanhoidosta, vaan sen järjestämisvastuu on sairaanhoitopiirien kuntayhtymillä (Terveydenhuoltolaki 1326/2010, 43 §). Yleisesti ottaen terveystaloksissa käydään omassa kotikunnassa, mutta vuodesta 2014 lähtien valinnanvapauden myötä perusterveydenhuollon hoitopaikan on voinut valita mistä tahansa julkisesta terveystaloksesta tai sairaalasta (Terveydenhuoltolaki 1326/2010, 47 §; Terveydenhuoltolaki 1326/2010, 48 §). Vaikka perusterveydenhuollon hoitopaikan valitsisikin oman kotikunnan tai kuntayhtymän ulkopuolelta, on kotikunnalla tai kuntayhtymällä silti vastuu hoidon järjestämisestä. Tämän takia kunnan tai kuntayhtymän, jolla on vastuu hoidon järjestämisestä, tulee korvata hoidosta aiheutuneet kustannukset. (Terveydenhuoltolaki 1326/2010, 58 §).

Terveydenhuollon tärkeimpiä rahoittajia ovat kunnat, valtio, kotitaloudet, Kansaneläkelaitos, työnantajat ja yksityiset vakuutusyhtiöt (Seppälä & Pekurinen 2014, 21). Kunnat rahoittivat vuonna 2012 terveydenhuollon kokonaismenoista noin 36 prosenttia, valtio 24 prosenttia, kotitaloudet runsaat 18 prosenttia, Kansaneläkelaitos 15 prosenttia, työnantajat 3,2 prosenttia ja yksityiset vakuutusyhtiöt 1,8 prosenttia. (Seppälä & Pekurinen 2014, 22). Kunnan rahoitus koostuu pääosin kunnallisveron tuotoista ja kunnan valtiolta saamista valtionosuuksista sosiaali- ja terveydenhuollon palvelujen järjestämiseen. Lisäksi valtio rahoittaa noin puolet sairaanhoitovakuutuksen menoista. Kansaneläkelaitoksen sairausvakuutusrahasto rahoittaa osan terveystaloksesta sairaanhoitovakuutuksen ja työtulovakuutuksen kautta. Näistä työtulovakuutuksen rahoittamiseen osallistuvat myös työnantajat ja työntekijät. Yksityisten vakuutusyhtiöiden kontribuutio julkisten



terveysmenojen rahoittamiseen taas tulee yksityisten sairausvakuutusten sekä tapaturma- ja liikennevakuutusten kautta. (Seppälä & Pekurinen 2014, 21).

Tulevan sosiaali- ja terveydenhuoltoa ja pelastustoimea koskevan uudistuksen myötä näiden palveluiden rahoitus tulee muuttumaan, kun terveydenhuollon palveluiden järjestämisvastuu siirtyy niin sanotuille hyvinvointialueille. Uudistus tulee voimaan 1.1.2023. (Laki sosiaali- ja terveydenhuoltoa ja pelastustoimea koskevan uudistuksen toimeenpanosta ja sitä koskevan lainsäädännön voimaannpanosta 616/2021, 3 §; Laki sosiaali- ja terveydenhuoltoa ja pelastustoimea koskevan uudistuksen toimeenpanosta ja sitä koskevan lainsäädännön voimaannpanosta 616/2021, 4 §). Tulevaisuudessa terveydenhuollon palveluiden rahoitus tulee luultavimmin suurilta osin valtiolta, mikäli hyvinvointialueille ei myönnetä verotusoikeutta.

Terveydenhuollon kokonaismenot olivat vuonna 2012 yhteensä 16,56 miljardia euroa. Perusterveydenhuollon menot olivat kaikista sosiaali- ja terveydenhuollon menoista noin 18 prosenttia vuonna 2012. (Seppälä & Pekurinen 2014, 53–55). Osa näistä katetaan asiakasmaksuilla: kotitaloudet maksavat käyttämistään kunnallisista palveluista asiakasmaksuja ja yksityisten palvelujen käytöstä omavastuuosuuksia. (Seppälä & Pekurinen 2014, 21–22). Toisin kuin terveydenhuollon palveluissa, useimmissa sosiaalipalveluissa ei kerätä asiakasmaksuja. Esimerkiksi lastensuojelu, toimeentulotuki, aikuissosiaalityö, kuntouttava työtoiminta ja vammaispalvelulain mukaiset palvelut lukeutuvat sosiaalipalveluihin, joista ei peritä asiakasmaksua. Kotitaloudet rahoittivat sosiaalihuollon kokonaismenoista noin 2,3 prosenttia. (Seppälä & Pekurinen 2014, 27–28). Asiakasmaksujen kattama osuus sosiaali- ja terveydenhuollon palveluiden kokonaiskustannuksista on siten pienempi kuin asiakasmaksujen kattama osuus ainoastaan terveydenhuollon palveluiden kustannuksista.

2.2 Asiakasmaksukäytännöt

Osa julkisen terveydenhuollon palvelujen kustannuksista katetaan kotitalouksilta perittävillä maksuilla. Asiakkailta voidaan periä asiakasmaksuja sekä pitkäaikaisessa hoidossa tietty osa tuloista. Asiakasmaksuille on kuitenkin katto, jonka ylittävältä osalta maksuja ei tarvitse maksaa. Mikäli kotitalous hyödyntää yksityisiä palveluita palvelusetelin avulla, omavastuun ylittävä summa menee myös kotitalouden maksettavaksi. (Seppälä &

Pekurinen 2014, 15). Asiakasmaksut tarkistetaan joka toinen vuosi, jolloin maksut saattavat muuttua².

Suomessa sosiaali- ja terveydenhuollon asiakasmaksuista säädetään asiakasmaksulaissa (734/1992) ja asiakasmaksuasetuksessa (912/1992). Maksupolitiikan lähtökohtana on ollut yhteiskunnallinen oikeudenmukaisuus, terveydenhuollon palvelujen rahoitus suurilta osin verovaroin, palvelujen käyttäjien keskinäinen tasa-arvo ja maksujen määrittämisessä kuntien vapauden ja vastuun lisääminen. Kunnat voivat päättää asiakasmaksulain puitteissa omasta maksukäytännöstään ja näin asiakasmaksuissa voi olla alueellisesti suurtakin vaihtelua (Tervola ym. 2019).

Kunnallisten sosiaali- ja terveydenhuollon palveluiden enimmäismaksuja määritellään laissa ja asetuksessa sosiaali- ja terveydenhuollon asiakasmaksuista. Kunta voi päättää ottaa käyttöön pienemmät maksut tai antaa palvelun maksutta, mutta palveluista ei saa periä niiden tuotantokustannuksia suurempaa maksua. Terveystalolaki (1326/2010) määrittää myös täysin maksuttomat palvelut, kuten esimerkiksi neuvolapalvelut, alle 18-vuotiaiden perusterveydenhuollon ja suun terveydenhuollon palvelut ja koulu- ja opiskeluterveydenhuollon palvelut. Tervola ym. (2019, 3–5) nostaa tutkimuksessaan, kuinka vaihtelu kuntien asukkaiden maksamissa maksukertymissä lain sallimissa puitteissa voi aiheuttaa eriarvoisuutta riippuen siitä, missä päin Suomea asuu. Kuntien määrittämien terveydenhuollon asiakasmaksukäytäntöjen liikkumavara voi siis toisaalta olla tärkeä osa kuntien toimintavapautta, mutta toisaalta myös mahdollisesti vaarantaa suomalaisten yhdenvertaisuuden (Tervola ym. 2019, 6).

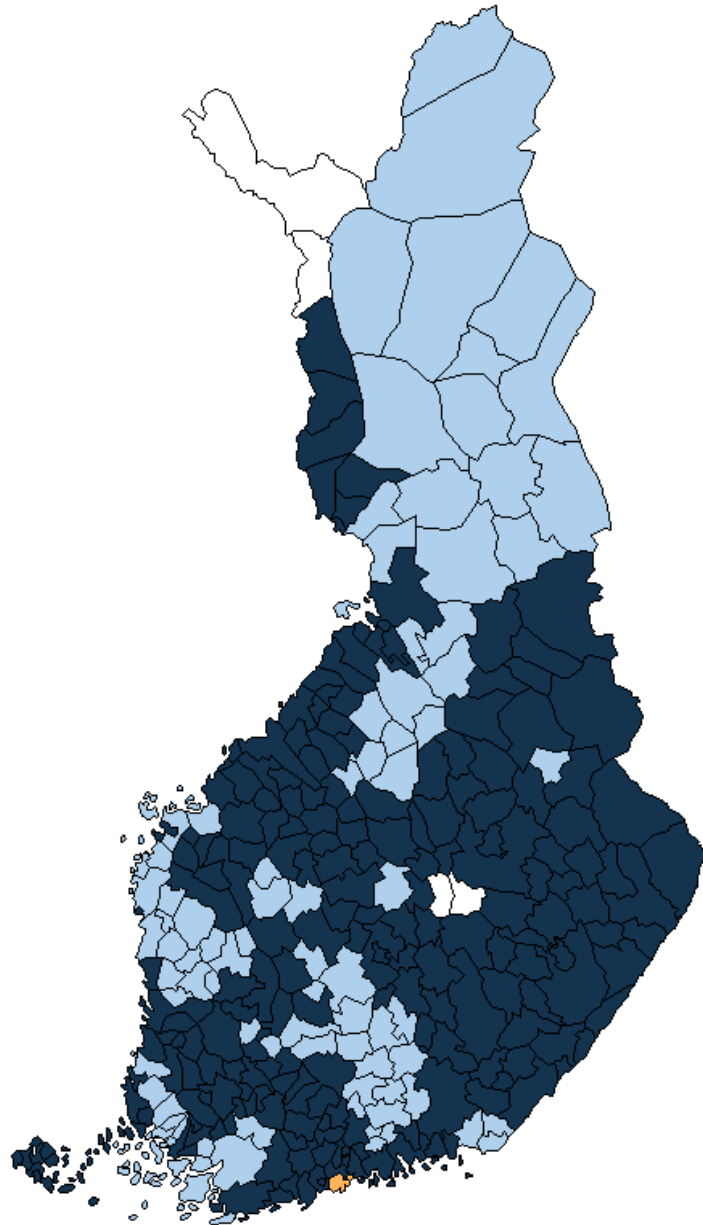
Asiakasmaksulakia uudistettiin heinäkuussa 2021, ja yhtenä uudistuksen tavoitteena nimettiin asiakkaiden yhdenvertaisuuden varmistaminen. Uudistuksen myötä laajennettiin sosiaali- ja terveydenhuollon palvelujen maksuttomuutta: esimerkiksi hoitajavastaanotot perusterveydenhuollossa ja HIV:n ehkäisyyn tarkoitettu lääkitys säädettiin maksuttomiksi. Lisäksi vuonna 2021 voimaan tullut oppivelvollisuuden laajentaminen 18 ikävuoteen asti tarkoittaa sitä, että myös kouluterveydenhuollon palvelujen maksuttomuus tulee laajentaa 18 vuotta täyttäneisiin. Muun muassa edellä mainitut muutokset asiakasmaksulakiin ovat uudistuksessa, joka tuli voimaan 1.7.2021. (Sosiaali- ja terveysministeriö 2021).

² Sosiaali- ja terveysministeriö (2021). Sosiaali- ja terveydenhuollon asiakasmaksut. <<https://stm.fi/sote-huollon-asiakasmaksut>>, haettu 2.7.2021.



Vuoteen 2012 asti Helsingissä oli käytössä 13,80 euron käyntimaksu helsinkiläisille, siten että enimmäismaksu vuodessa on 41,40 euroa. Muilta kuin helsinkiläisiltä peritty käyntimaksu oli 16,40 euroa. Samankaltainen kolmen asiakasmaksun vuosittainen maksimimäärä on myös muissa Suomen kunnissa laajasti käytössä, erityisesti Itä-Suomessa. Osittain länsirannikolla ja erityisesti Pohjois-Suomessa vuosimaksu on yleisempi. Käyntimaksu on kuitenkin huomattavasti yleisempi sekä kuntien lukumäärässä että väestöosuuksien mitattuna kuin vuosimaksu (Vaalavuo ym. 2018, 29–30). Kuvion 1 kartta havainnollistaa terveyskeskuskäyntien erilaisten asiakasmaksumallien vaihtelua eri puolilla Suomea vuosina 2016–2017.

Vuoden 2012 marraskuussa Helsingin kaupunginvaltuusto päätti poistaa terveyskeskumaksun eli perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin vastaanottomaksun helsinkiläisiltä ensimmäisenä kuntana Suomessa (Helsingin kaupunginvaltuuston päätös 28.11.2012 § 382). Poliittikkamuutos tuli voimaan vuoden 2013 alusta lähtien. Myöhemmin maksu on poistettu myös ulkokuntalaisilta sekä ulkomaalaisilta (Helsingin kaupunginvaltuuston päätös 13.6.2018 § 185). Koska terveyskeskusmaksua ei ole poistettu muualla Suomessa, muutoksen jälkeen Helsingin asiakasmaksukäytäntö poikkeaa kaikista muista Suomen kunnista. Tämä reformi antaa siis mahdollisuuden tarkastella tilastollisesti, mitä vaikutuksia terveyskeskusmaksun poistamisella kokonaan on. Tässä tutkielmassa arvioidaan vain ensimmäisen muutoksen, maksun poiston helsinkiläisiltä, vaikutuksia.



Kuvio 1: Kuntien perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnin maksukäytännöt vuosina 2016–2017

Selite. Kunnat, joissa on käytössä kolmen kerran käyntimaksu, ovat korostettu kartassa tummansinisellä. Kunnat, joissa on käytössä vuosimaksu, ovat korostettu kartassa vaaleansinisellä. Helsinki on korostettu vaalean oranssilla. Kunnat, joista tietoa ei ole saatavilla, ovat korostettu kartassa valkoisella. Tiedot kuntien maksukäytännöistä ovat peräisin Vaalavuon ym. (2018) raportista. Kuvio tuotettu itse R-ohjelmistolla.

3 KIRJALLISUUSKATSAUS

3.1 Teoriatausta

Klavus ym. (2004) tarkastelevat asiakasmaksujen talousteoreettisia perusteita ja maksujen vaikutuksia palvelujen käyttöön taloudellisen tehokkuuden ja oikeudenmukaisuuden näkökulmasta. Sosiaali- ja terveydenhuollon asiakasmaksujen keskeisimmät tavoitteet ovat maksutulojen kerääminen ja palveluiden käytön ohjaaminen niihin palveluihin, joiden kustannusvaikuttavuus on parempi. Koska asiakasmaksuja ei tavanomaisesti suhteuteta palvelujen käyttäjien tulotasoon, ovat niiden vaikutukset palvelujen käyttöön ja toimeentuloon merkittävämpiä pienituloisilla kuin suurituloisilla. (Klavus ym. 2004, 444–445).

Sosiaali- ja terveydenhuollon palveluiden asiakasmaksuja on selitetty kahdenlaisella mekanismilla: ensimmäisessä mekanismissa palvelut kohdentuvat maksuhalukkuuden perusteella niille, jotka tarvitsevat niitä eniten. Näin ne kuluttajat, joiden arvostus palvelulle on alempi kuin annettu hinta (tai asiakasmaksu) karsiutuvat pois. (Tanaka 2014; Oster 1995). Näin asiakasmaksujen voidaan ajatella parantavan palvelujen käytön tehokkuutta. Aiemmassa empiirisessä tutkimuksessa tämä mekanismi on kuitenkin haastettu: esimerkiksi Lohr ym. (1986) eivät havaitse terveydenhuollon palveluiden kohdentuvan niitä eniten tarvitseville, vaan asiakasmaksut näyttävät vähentävän samanaikaisesti sekä vähemmän tarpeellisia että tarpeellisia käyntejä.

Toinen asiakasmaksujen kohdentumisen mekanismi liittyy käyttäytymistaloustieteellisiin teorioihin. Thalerin (1980, 47–50) mukaan korkea hinnoittelu lisää myös kysyntää niin kutsuttujen uponneiden kustannusten takia. Koska asiakas on jo käyttänyt palvelua aiemmin ja siten aiemmin palveluun käytetyt varat ovat uponneita kustannuksia, eivät hinnankorotukset välttämättä vähennäkään palvelun käyttöä. Uponneet kustannukset ikään kuin sitouttavat asiakasta palveluun.

Toinen käyttäytymistaloustieteen selitys liittyy siihen, mitä asiakasmaksut signaloivat asiakkaille. Bagwellin ja Riordanin (1991) mukaan hyödykkeen tai palvelun korkea hinta kertoo asiakkaille sen korkeasta laadusta kahdesta syystä. Heidän mukaansa tuotteen tai palvelun kysynnän vähentymisen haitat ovat pienemmät hinnan ollessa korkea. Toiseksi, jos palvelun tai tuotteen laatu on matala, informoidut kuluttajat vähentäisivät kysyntää hinnan ollessa liian korkea. (Bagwell & Riordan 1991, 225). Mikäli näin on,

terveyskeskusmaksujen poistaminen saattaa myös vähentää palveluiden käyttöä, vaikka perinteinen kysyntä-tarjontamalli ei niin ennustaisikaan.

Terveydenhuollon palveluiden maksujen poistamisella voi olla myös epätoivottavia vaikutuksia. Esimerkiksi Gilson ja McIntyre (2005) painottavat, että asiakasmaksuja poistettaessa tulee myös muun muassa varmistaa, että rahoitus pysyy maksujen poiston jälkeen riittävällä tasolla. Heidän tutkimuksensa kuitenkin käsittelee aihetta Afrikan maiden näkökulmasta. McPake ym. (2011) esittelee kuuden kohdan listan toimenpiteistä, jotka terveydenhuoltomaksuja poistamassa olevien maiden tulisi tehdä, jotta hyödyt olisivat suurimmat ja haitoilta välttyttäisiin. McPaken ym. (2011, 104) mukaan tulisi 1) arvioida lähtötilanne, 2) tehdä ennakkoarviointi maksun poiston vaikutuksesta palvelun käyttöön, 3) arvioida tarvittavat henkilöstö-, lääke- ja muut resurssit, 4) suunnitella lisäresurssien käyttöönotto sekä strategia, jossa otetaan huomioon paikalliset olosuhteet, 5) sitoutua uudistukseen poliittisesti ja 6) viestiä muutoksesta sidosryhmille. Gilson ja McIntyre (2005, 764) nostavat edellisten lisäksi, että tulisi 1) olla selkeä vastuutaho, joka vastaa terveydenhuollon asiakasmaksujen poistamisen koordinoimisesta, 2) jakaa osa varoista paikallisille toimijoille pienen mittakaavan päätöksien tekemiseen ja 3) seurata sekä sosiaali- ja terveydenhuollon palveluiden käyttöä että sitä, miten henkilöstö kokee palveluiden järjestämisen, jotta sosiaali- ja terveydenhuoltojärjestelmää voidaan jatkossa kehittää.

Koska maksujen kohdennus tehokkaalla tavalla on haastavaa ja suurin maksurasite kuitenkin kohdistuu usein pieneen joukkoon, Klavus ym. (2004) korostavat maksukattojen tarpeellisuutta oikeudenmukaisen maksukäytännön turvaamiseksi. Tervola ja Heino (2020) tutkivat eri tavoilla yhdistetyn maksukaton (lääke-, asiakasmaksu- ja matkakaton) potentiaalisia vaikutuksia kotitalouksien toimeentulon sekä julkistalouden näkökulmasta. Tutkimuksen päätulos on, että maksukattojen yhdistäminen keventäisi ennen kaikkea terveydenhuollon suurkäyttäjien, iäkkäiden ja pienituloisten kotitalouksien maksurasitetta (Tervola & Heino 2020, 9–13).

3.2 Aikaisempi empiirinen tutkimus

Sosiaali- ja terveydenhuollon asiakasmaksuja ja niiden käyttöönottoa ja poistoa on tutkittu laajasti³. Ensin esittelen aiempaa empiiristä tutkimusta kehittyneistä maista

³ Laajoja kirjallisuuskatsauksia aiheesta ovat esimerkiksi Baicker ja Goldman (2011), Kiil ja Houlberg (2014) ja Einav ja Finkelstein (2018).



Yhdysvalloista, sitten Euroopasta ja Aasiasta ja lopuksi kehittyvistä maista. Useimmat tutkimukset tutkivat asiakkaiden ja julkisen sektorin välisen kustannusten jaon (engl. *cost-sharing*) vaikutuksia. Esimerkiksi omavastuut ja asiakasmaksut ovat tapoja jakaa kustannuksia.

Yhdysvalloissa toteutettiin vuodesta 1974 vuoteen 1982 sairausvakuutuskokeilu, niin sanottu RAND-kokeilu (*RAND Health Insurance Experiment*), johon kuului kuusi aluetta ja 7 700 tutkimuksen aloittamisen aikaan alle 62-vuotiaista koehenkilöä. Kokeiluun osallistuneiden terveydentilaa ja terveydenhuollon palveluiden käyttöä seurattiin 3–5 vuoden ajan. (Lohr ym. 1986, 1–2). Kokeilun aikana osallistujille määrättiin satunnaisesti yksi neljästätoista sairausvakuutusohjelmasta, joihin kuului yksi täysin maksuton ohjelma ja loput 13 olivat asiakasmaksullisia ohjelmia (Lohr ym. 1986, 4–6).

Lohr ym. (1986) tutkivat Yhdysvaltojen vuosien 1974–1982 sairausvakuutuskokeilun vaikutuksia. Heidän tutkimuksensa kohteena ovat sekä terveydenhuollon palvelujen käyttö, käynnin syy tai diagnoosi ja mitä saatu hoito sisältää. Tutkijat havaitsivat asiakasmaksujen vähentävän terveydenhuollon palveluiden käyttöä välittömästi. Suurin vaikutus havaittiin vähätuloisilla ja erityisesti vähätuloisilla lapsilla. Pitkän aikavälin vaikutuksiin ei tässä tutkimuksessa voida ottaa kantaa lyhyen käsittelyn jälkeisen seuranta-ajanjakson takia. (Lohr ym. 1986, 29–30).

Lohr ym. (1986) selvittivät myös saadun hoidon lääketieteellistä tehokkuutta. Korkealla tehokkuudella tässä tarkoitetaan sellaista sairautta, joka vaatii hoitoa eikä parane itsestään. Esimerkiksi tapaturmien sekä akuuttien ja kroonisten sairauksien hoito luokitellaan tässä tutkimuksessa korkean tehokkuuden hoidoksi. Vähemmän tehokkaaksi luokitellaan hoito, joka kohdistuu sairauksiin, jotka eivät välttämättä vaadi lääketieteellisiä toimenpiteitä tai hoitoa, ja jotka ovat mahdollisesti hoidettavissa reseptivapailla lääkkeillä. Asiakasmaksujen ei havaita vaikuttavan merkitsevästi palvelujen käytön tehokkuuteen, eli sekä korkeamman että matalamman tehokkuuden hoito vähenee samankaltaisesti. Asiakasmaksut eivät siis vähennä vähemmän tarpeellisia käyntejä enempää kuin tarpeellisia. Tämä vaikutus havaitaan sekä keski- ja korkeatuloisilla että vähätuloisilla. (Lohr ym. 1986, 34–38). Samaa RAND-kokeilua tarkastelevat myös Aron-Dine ym. (2013). He toteuttavat tutkimuksen uudestaan käyttäen nykyaikaisia tutkimusmetodeja ja tarkasteluja. Aron-Dine ym. (2013) päätyvät samaan lopputulokseen, että omavastuilla on vaikutusta terveydenhuollon palveluiden käyttöön. Siten he vahvistavat aiemmat RAND-kokeilun vaikutuksista tehdyt päätelmät. (Aron-Dine ym. 2013, 203–204).

Toinen Yhdysvalloissa toteutettu sairausvakuutuskokeilu tapahtui Oregonin osavaltiossa vuonna 2008. Kokeiluun osallistui 10 000 henkilöä ja osallistujat arvottiin ilmoitautuneiden, noin 90 000:n henkilön joukosta. Koehenkilöt olivat vähätuloisia aikuisia, jotka eivät olleet aiemmin oikeutettuja Medicaid-sairausvakuutusohjelmaan, mutta jotka arvonnasta saavat mahdollisuuden hankkia sen. Myös arvonnassa valittujen kotitalouksiin kuuluvat henkilöt, jotka täyttävät vaatimukset, ovat osa koeryhmää, sillä myös he ovat oikeutettuja Medicaid-sairausvakuutusohjelmaan. Kontrolliryhmään kuuluvat ne henkilöt, joiden kohdalle arpa ei osunut, eli jotka eivät saaneet mahdollisuutta hankkia Medicaid-sairausvakuutusta. Oregonin sairausvakuutuskokeilua on tutkittu laajasti sen erinomaisen tutkimusasetelman takia: asetelma on sama kuin edellä esitellyssä RAND-kokeilussa, mutta osallistuneiden koehenkilöiden lukumäärä on suurempi. (Finkelstein ym. 2012, 1062–1064).

Finkelstein ym. (2012) tutkivat Oregonin sairausvakuutuskokeilua. He havaitsivat, että arvonnassa valitut henkilöt käyttävät terveydenhuollon palveluja vuosi kokeilun alkamisen jälkeen enemmän kuin ne, jotka eivät tulleet valituiksi. Valittujen henkilöiden maksujen osuus terveystuloista ja siihen liittyvä velka on myös kontrolliryhmää alemmalla tasolla. Todennäköisyys sille, että henkilö on sairausvakuutuksen piirissä, kasvaa tarkasteluajankohdan aikana 25 prosenttiyksikköä valituilla henkilöillä, jotka saavat mahdollisuuden hankkia Medicaid-sairausvakuutuksen. Kokeiluun valitut henkilöt raportoivat oman terveytensä kohentuneen kokeilun myötä. (Finkelstein ym. 2012, 1082–1099).

Chandra ym. (2021) tutkivat omavastuiden vaikutusta terveyteen tarkastelemalla muutosta lääkkeiden kulutukseen ja kuolleisuuteen Yhdysvalloissa. Tutkimus toteutetaan käyttämällä instrumenttimuuttujamenetelmää, jossa hyödynnetään eksogeenista variaatiota lääkkeiden hinnoissa riippuen syntymäajasta ja ajankohdasta, jolloin täyttää 65 vuotta ja on oikeutettu Medicare-sairausvakuutusohjelmaan. He havaitsivat, että omavastuiden kasvaessa potilaista 18 prosenttia enemmän jättää hankkimatta tarvitsemansa lääkkeet mahdollisista terveyshaitoista huolimatta. Chandra ym. (2021, 5–6) havaitsivat lisäksi, että niille potilaille, joiden terveydelle lääkkeet ovat kriittisimpiä (esimerkiksi sydän- ja verisuonitauteja sairastaville), todennäköisyys vähentää lääkkeiden kysyntää on 280 prosenttia suurempi verrattuna niihin potilaisiin, joiden terveydelle lääkkeet eivät ole yhtä kriittisiä.

Card ym. (2008) tutkivat sairausvakuutuksen vaikutusta terveydenhuollon palveluihin ja niiden käyttöön Yhdysvalloissa. Regressioepäjatkuvuusmenetelmää (engl. *regression discontinuity design*) käyttäen tutkijat vertaavat käsittelyryhmää, jonka yksilöt ovat



täyttäneet juuri 65 vuotta ja näin ovat oikeutettuja Medicare-ohjelmaan, kontrolliryhmään, jotka ovat juuri alle 65-vuotiaita. Tutkimus sijoittuu Kalifornian, Floridan ja New Yorkin osavaltioihin. Card ym. (2008) havaitsivat, että edullisimpien terveydenhuollon palvelujen, esimerkiksi lääkärin rutiinitarkastus, käyttö nousi Medicare-ohjelmaan päästyään niillä, jotka eivät olleet hankkineet sairausvakuutusta ennen 65. ikävuotta. Palvelujen, joiden kustannukset ovat korkeampia, kysyntä kasvoi ennen 65. ikävuotta sairausvakuutuksen piirissä olleilla henkilöillä. Esimerkiksi sairaalahoitoa vaativien leikkausten, kuten ohitusleikkausten, määrä nousi eniten kyseisessä joukossa. Card ym. (2008) toteavat, että terveydenhuollon palvelujen käytön kasvu riippuu sekä tarjonnan kannustimista että eri sosioekonomisten ryhmien sairausvakuutuksen muutoksista: mitä kattavampi sairausvakuutus potilaalla on, sitä anteliaampi sairaala on palvelujaan tarjoamaan. (Card ym. 2008, 2256–2257).

Chandra ym. (2010) tutkivat politiikkamuutosta, jossa omavastuita kasvatettiin eläköityneille julkisten alojen työntekijöille Kaliforniassa Yhdysvalloissa vuosina 2001 ja 2002. Tutkimusmenetelmänä he käyttivät difference-in-differences-menetelmää. Chandra ym. (2010) tutkivat lisäksi niin kutsuttuja offset-vaikutuksia (engl. *offset effects*), jotka tarkoittavat omavastuiden käyttöönoton tai kasvun mahdollisesti aiheuttamaa perusterveydenhuollon tehotonta käyttöä, joka voi johtaa huonontuneeseen terveyteen ja myöhemmin suurempiin terveydenhuollon kuluihin (Chandra ym. 2010, 204–211). Omavastuita nostettiin ensin vuonna 2001 PPO-palveluntarjoajilla (engl. *Preferred Provider Organization*) ja sitten vuonna 2002 HMO-palveluntarjoajilla (engl. *Health Maintenance Organization*). PPO-sairausvakuutetuilla on oikeus valita hoitopaikkansa itse, eikä hoitoon pääsyyn vaadita lähetettä. HMO-sairausvakuutus on edullisempi, mutta se ei ole yhtä joustava vaihtoehto, sillä vakuutus kattaa vain tietyt hoitopaikat. HMO-palveluntarjoajilla kasvatettiin sekä lääkärin vastaanoton että reseptilääkkeiden omavastuiden määrää. PPO-palveluntarjoajilla lääkärin vastaanoton omavastuihin ei tullut muutoksia, mutta reseptilääkkeiden omavastuita kasvatettiin. (Chandra ym. 2010, 196).

Chandra ym. (2010) havaitsivat, että omavastuiden kasvun seurauksena lääkärikäynnit vähenevät huomattavasti. Samoin kuin lääkärikäynneissä, reseptilääkkeiden käytössä havaitaan merkittävää vähenemistä. Huomattavaa on se, että reseptilääkkeiden käyttö väheni kaikissa lääketyypeissä riippumatta siitä, kuinka tarpeellisia lääkkeet ovat terveydelle: ei ainoastaan vähemmän kriittisillä lääkkeillä (kuten tulehduskipu- ja matkapahoinvointilääkkeet) mutta myös akuuteilla lääkkeillä (kuten epilepsialääkkeet ja sydän- ja verisuonisairauksien hoitoon tarkoitetut lääkkeet) ja kroonisten sairauksien hoitoon

tarkoitetuilla lääkkeillä (kuten verenpaine-, reuma- ja kolesterolilääkkeet). Chandra ym. (2010, 200–204) estimoivat HMO-vakuutukselle lääkärikäyntien hintajoustoksi $-0,1$.⁴ Tutkimuksessa havaitaan, että sairaalahoidon todennäköisyys kasvaa sekä vuoden 2001 että vuoden 2002 uudistuksen myötä, mutta ainoastaan vuoden 2002 estimaatti, 6 prosentin kasvu sairaalahoidon todennäköisyydessä, on tilastollisesti merkitsevä. Chandra ym. (2010) tutkivat myös maksujen offset-vaikutuksia, ja havaitsivat kokonaisuudessaan noin 20 prosentin offset-vaikutuksen: lääkärikäyntien ja lääkkeiden kulut vähenevät yhteensä 36,22 dollaria, mutta sairaalahoidon kulut kasvavat 7,23 dollaria. Tutkijat havaitsivat, että niillä, joilla on vähintään neljä sairautta, ja kroonisesti sairailta offset-vaikutukset ovat merkittävimmät, noin 177 prosenttia ja 43 prosenttia (Chandra ym. 2010, 204–211).

Chandra ym. (2012) tutkivat omavastuiden vaikutusta vähätuloisilla. Tutkimus sijoittuu Yhdysvaltoihin Massachusettsin osavaltioon. Chandra ym. (2012) käyttävät tutkimusmenetelmänä kiinteiden vaikutusten (engl. *fixed effects*) mallia, jossa he hyödyntävät eksogeenista vaihtelua omavastuiden suuruudessa. He estimoivat hintajoustoksi keskimäärin $-0,15$ koko populaatiolle. Kroonisesti sairailta ja iäkkäämmillä hintajoustot ovat korkeampia, $-0,18$ ja $-0,33$. Lisäksi kuten Chandra ym. (2010), myös Chandra ym. (2012) tutkivat offset-vaikutuksia. Toisin kuin Kaliforniaan sijoittuvassa tutkimuksessa, tässä tutkijat eivät kuitenkaan havaitse offset-vaikutuksia, kuten esimerkiksi osastohoidon jaksojen tai päivystyskäyntien kasvua (Chandra ym. 2012, 9–11).

Nilsson ja Paul (2018) tutkivat lasten ja nuorten terveydenhuollon palvelujen käyttöä Ruotsissa. Tutkimusmetodina he käyttävät RDD:tä eli regressioepäjatkuvuusmenetelmää, jossa he hyödyntävät vuosien 1999–2006 poliittisten uudistuksien ikärajoja. Lisäksi he hyödyntävät poliittisia uudistuksia käyttäen difference-in-differences-menetelmää. Tutkimuksessa käytetään myös näiden kahden yhdistelmää. He havaitsivat, että omavastuiden suuruus vaikuttaa terveydenhuollon palvelujen käyttöön: pienikin asiakasmaksujen kasvu (pieneminen) vähentää (lisää) lääkärikäyntien määrää 5–10 prosenttia. Tutkijat pitävät vaikutusta merkittävänä ottaen huomioon, että Ruotsissa hoitaja arvioi hoidon tarpeen ja joko ohjaa asiakkaan lääkärin vastaanotolle tai ei. (Nilsson & Paul 2018, 123).

⁴ Jotta välttyttäisiin ennakkointivaikutuksilta, Chandra ym. (2010) estimoivat hintajouston myös ilman vuosineljänneksiä ennen uudistusta ja sen jälkeen, ja havaitsivat sen olevan $-0,07$. Chandra ym. (2010) estimoivat reseptilääkkeiden kysynnän hintajoustoksi HMO-vakuutetuille $-0,15$. PPO-vakuutetuille Chandra ym. (2010) estimoivat $-0,08$ reseptilääkkeiden hintajouston. Ilman kvartaaleja ennen ja jälkeen uudistuksen hintajousto on $-0,03$. (Chandra ym. 2010, 200–204).



Myös Johansson ym. (2019) tutkivat omavastuiden vaikutusta terveydenhuollon palvelujen käyttöön Ruotsissa regressioepäjatkuvuusasetelmaa käyttämällä. Samoin kuin Nilssonin ja Paulin (2019) tutkimuksessa, myös tässä käytettiin asiakasmaksukäytäntöjen ikärajoja hyväksi tutkimusasetelmassa. Johansson ym. (2019) hyödynsivät perusterveydenhuollon palveluiden (esimerkiksi lääkärin vastaanoton) omavastuiden 20 vuoden ikärajaa. Koeryhmäksi valikoitui yhteensä 73 000 18–22-vuotiaasta henkilöä vuosina 2014–2015. Johanssonin ym. (2019) tutkimuksessa ei kuitenkaan hyödynnetty poliittisia uudistuksia. Tutkijat tarkastelivat omavastuiden vaikutusta terveydenhuollon palvelujen käyttöön kontrolloiden sekä sukupuolta että tulotasoa. Omavastuiden käyttöönnotolla havaittiin käänteinen vaikutus käynteihin (noin 5–14 prosenttia), ja erityisesti naisilla ja vähätuloisilla vaikutukset olivat merkittäviä. (Johansson ym. 2019, 1274–1278).

Magnussen Landsem ja Magnussen (2018) tutkivat omavastuiden vaikutusta perusterveydenhuollon palvelujen käyttöön 10–20-vuotiailla Norjassa vuosina 2009–2014 käyttäen regressioepäjatkuvuusasetelmaa. Norjan terveydenhuoltojärjestelmässä vuoteen 2009 asti alle 12-vuotiaiden ei tarvinnut suorittaa asiakasmaksuja. Vuodesta 2010 lähtien tätä ikärajaa nostettiin neljällä vuodella, jolloin maksuvelvollisuus alkoi 16-vuotiaana. Magnussen Landsemin ja Magnussenin (2018) tutkimuksen havainnot ovat yhdensuuntaisia aiemman tutkimuskirjallisuuden kanssa: omavastuiden käyttöönotto vähensi terveydenhuollon palvelujen käyttöä kokonaisuudessaan 10–15 prosenttia. Lisäksi tutkijat tarkastelivat vaikutusta eri potilasryhmissä. Kysyntää vähentävää vaikutusta ei havaittu akuuteille sairauksille, mutta kroonisten-, psyykkisten- ja yleissairauksien käyntien lukumäärä pieneni. (Magnussen Landsem & Magnussen 2018, 102–103). Tämä voi tukea Lohrin ym. (1986) tulosta siitä, ettei omavastuiden kasvattaminen vähennä ainoastaan vähemmän tarpeellisia käyntejä vaan myös tarpeellisia käyntejä, kuten kroonisiin- ja psyykkisiin sairauksiin liittyviä käyntejä.

Beck Olsen ja Melberg (2018) tutkivat samaa vuoden 2010 uudistusta Norjassa, jota Magnussen Landsem ja Magnussen (2018) tutkivat. Tutkimusmenetelmänä he käyttivät synteettistä kontrollimenetelmää. Beck Olsen ja Melberg (2018) loivat synteettisen kontrolliyksikön 12–15-vuotiaille, jotka vapautettiin omavastuista. Tutkimuksen tarkasteluajankohta oli 2006–2013. Beck Olsen ja Melberg (2018) havaitsivat, että omavastuiden poistamisen jälkeen 12–15-vuotiaiden lääkärikäynnit kasvoivat keskimäärin 22,1 prosenttia naisilla ja 13,8 prosenttia miehillä. (Beck Olsen & Melberg 2018, 1124–1126).

Schreyögg ja Grabka (2010) tutkivat avohoidon omavastuiden käyttöönoton vaikutuksia Saksassa. Omavastuut tulivat voimaan vuonna 2004. Tutkimusmenetelmänä

Schreyögg ja Grabka (2010) käyttävät difference-in-differences-menetelmää. Tutkimuksen käsittelyryhmään kuuluvat ne, joihin omavastuut vaikuttavat, eli ne, joilla on julkinen, lakisääteinen sairausvakuutus. Kontrolliryhmään kuuluvilla on yksityinen sairausvakuutus, eikä heiltä peritä omavastuita avohoidon palveluista. Schreyögg ja Grabka (2010) havaitsivat avohoidon lääkärikäyntien laskevan omavastuiden käyttöönoton vuonna 2004 kaikilla riippumatta siitä, onko yksityisen sairausvakuutuksen piirissä vai ei. Lääkärikäynnit kuitenkin nousevat käyttöönottoa seuraavana vuonna 2005 lähes uudistusta edeltävälle tasolle. Schreyögg ja Grabka (2010) tutkivat käsittelyryhmän koko populaatiota ja sen kaikista pienituloisinta osajoukkoa. (Schreyögg & Grabka 2010, 331–332). Tilastollisesti merkitsevää vaikutusta ei kuitenkaan havaittu kummassakaan joukossa, eli vuoden 2004 omavastuiden käyttöönotto ei tutkimuksen mukaan vaikuttanut avohoidon lääkärikäynteihin (Schreyögg & Grabka 2010, 336–337).

Remmerswaal ym. (2019) tutkivat Hollannissa toteutettuja uudistuksia terveydenhuollon palvelujen maksurakenteissa. Vuosina 2006–2007 otettiin käyttöön maksimissaan 255 euron suuruinen veronpalautus. Mikäli terveydenhuollon palvelujen kulut y ovat alle 255, saa vuoden lopussa $255 - y$ suuruisen palautuksen. Jos kulut ovat 255 tai yli, jää ilman veronpalautusta. Vuodesta 2008 veronpalautus lopetettiin ja se korvattiin 150 euron omavastuulla. Asiakas vastaa terveydenhuollon palvelujen kustannuksista 150 euron asti, jonka jälkeen sairausvakuutus kattaa kulut. Omavastuuta on nostettu Hollannissa vuosittain. (Remmerswaal ym. 2019, 83–84). Tutkijat käyttävät sekä difference-in-differences-tutkimusmenetelmää että regressioepäjatkuvuusasetelmaa. Remmerswaal ym. (2019) tutkivat uudistuksien vaikutusta terveydenhuollon palvelujen kuluihin maksuvelvollisuuden 18 vuoden ikärajan ympärillä. Tutkijat havaitsivat, että euron suuruinen veronpalautus vuoden lopussa vähentää terveydenhuollon palveluihin meneviä kuluja 18 senttiä vähemmän kuin euron omavastuu. Vaikutus on merkittävämpi pienituloisilla kuin suurituloisilla: pienituloiset reagoivat vahvemmin omavastuumalliin ja heikommin veronpalautusmalliin. Suurituloisten reaktiot kahteen eri malliin eivät eronneet merkittävästi toisistaan. Remmerswaal ym. (2019) toteavat, että omavastuumalli on parempi, mikäli halutaan vähentää asiakkaiden terveydenhuollon palveluihin käytettäviä kuluja. (Remmerswaal ym. 2019, 90–96).

Nolan (2008) tutkii omavastuista vapauttamisen vaikutusta lääkärikäynteihin Irlannissa vuosina 1995–2001. Irlannissa on käytössä lääkärin vastaanoton asiakasmaksut, mutta noin 30 prosenttia Irlannin väestöstä on vapautettu maksuista esimerkiksi pienituloisuuden takia. Nolan (2008) käyttää tutkimusmenetelmänä difference-in-differences-



menetelmää. Lisäksi koska käsittelyryhmään valikoituminen ei ole satunnaista, käsittely- ja kontrolliryhmät kaltaistetaan propensity score matching -menetelmällä. Nolan (2008) havaitsee, että omavastuista vapautetuilla käynnit lääkärin vastaanotolla nousivat keskimäärin. Ne, jotka olivat aiemmin vapautettu maksuista ja esimerkiksi tulojen noustessa menettivät vapautuksensa, taas keskimäärin vähensivät käyntejä merkittävästi. Nolanin (2008) tutkimus ei tarkastele eri potilasryhmiä tarkemmin. (Nolan 2008, 1169–1171).

Nolan ja Layte (2017) tutkivat omavastuiden muutoksen vaikutusta lääkärikäynteihin Irlannissa. Kuten Nolanin aiemmassa vuoden 2008 tutkimuksessa, myös tässä tutkimusmenetelmänä käytetään difference-in-differences-menetelmää yhdessä propensity score matching -kaltaistusmenetelmän kanssa. Tutkimuskohteina ovat yhdeksänkuisten vauvojen ja 9-vuotiaiden lapsien kohortit ja heidän perheensä. Tutkimuksessa oli mukana noin 20 000 lasta ajanjaksolla 2007–2012. Nolan ja Layte (2017) havaitsevat, että omavastuilla ja lääkärikäynneillä on käänteinen suhde. Yhdeksänkuuisilla vauvoilla omavastuiden kasvu ei vaikuttanut merkitsevästi lääkärikäynteihin, kun taas 9-vuotiailla omavastuiden kasvu vähensi lääkärikäyntejä noin 69 prosenttia. Molemmilla omavastuista vapautuminen lisäsi lääkärikäyntejä. (Nolan & Layte 2017, 98–99).

Kondon ja Shigeokan (2013) tutkimus sijoittuu Japaniin. Vuosina 1957–1961 Japanissa toteutettiin sairausvakuutuksen uudistus, jota Kondo ja Shigeoka (2013) tutkivat käyttäen difference-in-differences-menetelmää, jossa hyödynnetään sairausvakuutettujen osuuden vaihtelua prefektuureittain. Sairausvakuutuksen laajentaminen suuremmalle joukolle ihmisiä lisäsi terveydenhuollon palveluiden käyttöä: sairaalakäyntien, sairaalahoidon keston ja avohoidon käyntien määrät kasvoivat (Kondo & Shigeoka 2013, 10–14). Kondo ja Shigeoka (2013) tutkivat lisäksi sairausvakuutuksen uudistuksen vaikutusta terveydenhuollon palveluiden tarjontaan ja toimijoihin. Tutkijat havaitsevat, että vaikka terveydenhuollon palveluihin kohdistui kasvanutta kysyntää, ei tämä välittynyt sairaaloiden tai klinikoiden lukumäärän kasvuun. Myöskään lääkäreiden tai hoitajien lukumäärissä ei havaita merkitsevää vaikutusta. Ainoa tarjonnan tilastollisesti merkitsevä vaikutus havaitaan vuodepaikoissa, joita lisättiin kysynnän kasvaessa. (Kondo & Shigeoka 2013, 14–16).

Toinen Japaniin sijoittuva tutkimus on Shigeokan (2014) tutkimus omavastuiden vähentämisen vaikutuksesta terveydenhuollon palvelujen käyttöön, terveyteen ja taloudellisiin riskeihin. Tutkimuksessa hyödynnetään 70 vuoden ikärajaa, jonka jälkeen omavastuut vähenevät 60–80 prosenttia. Tutkimusmenetelmänä käytetään regressioepäjatkuvuusmenetelmää. Shigeoka (2014) havaitsee, että sekä avohoidon että sairaalahoidon

käynnit kasvavat omavastuiden pienentyessä. Tutkija estimoii avohoidon käyntien hintajoustoksi $-0,18$ ja sairaalahoidon hintajoustoksi $-0,16$. Vaikutusta terveyteen kuolleisuuden avulla mitattuna ei havaita. Taloudellisesti omavastuiden pienenemisestä hyötyivät huomattavasti eniten ne henkilöt, joiden terveysmenot ovat suuret. (Shigeoka 2014, 2164–2179).

Myös Fukushima ym. (2016) tutkivat omavastuiden vähenemisen vaikutusta 70-vuotiaiden terveysmenoihin Japanissa käyttäen regressioepäjatkuvuusmenetelmää. Lisäksi Fukushima ym. (2016) tutkivat havaitaanko eroja vaikutuksessa terveydenhuollon palvelun ja asiakkaan terveydentilan suhteen. Tutkijat estimoivat aggregoiduksi hintajoustoksi $-0,16$, joka noudattaa samaa linjaa kuin esimerkiksi Shigeokan (2014) estimoimat hintajoustot. Fukushima ym. (2016) havaitsivat omavastuiden vähentyessä heterogeenisen vaikutuksen eri palveluiden kesken: ortopedisille ja silmätauteihin liittyville avohoidon palveluille estimoitiin huomattavasti suuremmat $-0,39$ ja $-0,48$ hintajoustot. Myös lääkkeiden kysynnässä havaittiin eroavaisuuksia alkuperäisvalmisteiden ja rinnakkaisvalmisteiden välillä. Kun omavastuut pienenivät, alkuperäisvalmisteiden kysyntä kasvaa, mutta rinnakkaisvalmisteilla samanlaista vaikutusta ei havaita. Fukushima ym. (2016) havaitsivat, että avohoidon menot kasvoivat terveillä, mutta vaikutusta ei havaita niillä, joilla on huonompi terveydentila. Riippumatta terveydentilasta sairaalahoidon menojen ei havaittu muuttuvan omavastuiden pienenemisen myötä. (Fukushima ym. 2016, 128–129).

Han ym. (2020) tutkivat omavastuiden poiston vaikutusta terveydenhuollon palveluiden käyttöön alle kolmevuotiailla Taiwanissa vuonna 2002. Han ym. (2020) käyttävät regressioepäjatkuvuusmenetelmää, jossa he hyödyntävät omavastuiden vähentämisen ikärajaa kolmevuotiaiden kohdalla. Tutkimus toteutetaan pitkittäisaineistolla, johon kuuluu yli 410 000 lasta hieman ennen ja hieman jälkeen kolmevuotissyntymäpäiviään. Tutkijat havaitsivat, että terveydenhuollon avohoidon palvelujen käyttö laskee kolmannen ikävuoden jälkeen, ja estimoivat perusterveydenhuollon avohoidon palvelujen hintajoustoksi $-0,10$ ja päivystyksen palvelujen hintajoustoksi $-0,06$. Tutkijat estimoivat hintajoustot myös pelkästään esikoislapsille ja havaitsivat vastaavien hintajoustojen olevan hieman pienemmät: $-0,09$ ja $-0,04$. (Han ym. 2020, 251–263) Han ym. (2020) havaitsivat käyntien opetussairaaloissa, joissa omavastuut ovat korkeampia, vähenevän jopa noin 40 prosenttia kolmannen ikävuoden jälkeen (Han ym. 2020, 263–269). Tutkimuksessa pystyttiin poissulkemaan 5 prosentin merkitsevyystasolla se, että perusterveydenhuollon sairaalahoidon palvelujen hintajousto olisi absoluuttisesti suurempi kuin $-0,045$.



Perusterveydenhuollon sairaalakäyntien hintajouston Han ym. (2020) estimoivat hyvin lähelle nollaa, alle $-0,02$ käyttäen 5 prosentin merkitsevyystasoa. (Han ym. 2020, 269–272).

Asiakasmaksujen vaikutusta terveydenhuollon palveluihin on tutkittu myös kehittyvissä maissa. Feng ym. (2020) tutkivat 60 vuotta täyttäneiden terveydenhuollon palvelujen käyttöä Shanghaissa, Kiinassa. Tutkimuksessa hyödynnetään 60 vuoden ikärajaa, jonka jälkeen omavastuut pienenevät $46,7$ prosenttia. Tutkimusmenetelmänä käytetään difference-in-differences- ja regressioepäjatkuvuusmenetelmän yhdistelmää. Tutkijat havaitsivat sairaalakäyntien määrän laskevan $40,7$ prosenttia omavastuiden pienenemisen seurauksena. Lisäksi he estimoivat vastaavaksi hintajoustoksi $-0,67$. (Feng ym. 2020, 194–196). Verrattuna esimerkiksi edellä mainittuun japanilaiseen tutkimukseen, jossa Shigeoka (2014) estimoι 70-vuotiaiden avohoidon käyntien hintajoustoksi $-0,18$ ja sairaalahoidon hintajoustoksi $-0,16$, Fengin ym. (2020) estimoima hintajousto on huomattavasti suurempi.

Hangoma ym. (2018) tutkivat terveystieteiden asiakasmaksujen poistamisen vaikutuksia Sambianssa vuonna 2006. Tutkimusmenetelminä he käyttävät difference-in-differences-menetelmää ja epälineaarista regressiomallia. He havaitsivat terveydenhuollon palveluiden käytön lisääntyneen: julkisten palvelujen käyttö lisääntyi, kun taas yksityisten palvelujen väheni. Kotitalouksien terveystienot eivät muuttuneet merkitsevästi. (Hangoma ym. 2018, 342–343). Lépine ym. (2018) tutkivat myös Sambian terveystieteskusmaksun poistamista ja sen tehokkuutta ja reiluutta. He käyttävät tutkimuksessaan poolattua synteettistä kontrollimenetelmää, jossa sen sijaan että on yksi käsittely-yksikkö, niitä on useampi. Tässä tutkimuksessa käsittelyryhmässä on 54 aluetta. Toisin kuin Hangoma ym. (2018), Lépine ym. (2018) eivät havainneet, että terveydenhuollon palveluiden käyttö olisi lisääntynyt, mutta havaitsivat terveystienojen pientyneen. (Lépine ym. 2018, 499–502).

Tanaka (2014) tutkii asiakasmaksujen poistamisen vaikutusta lasten terveydentilaan Etelä-Afrikassa. Tutkimusmenetelmänä hän käyttää difference-in-differences-menetelmää ja lasten terveydentilaa hän mittaa käyttämällä painon kehitystä suhteessa ikään (engl. *weight-for-age z-score*). Suurin vaikutus havaitaan poikien terveydentilan kohenemisessa. Maksujen alentaminen tai hoitoon pääsyn helpottaminen ei siis välttämättä automaattisesti takaa tasa-arvoista vaikutusta. (Tanaka 2014, 305–307).

Gilsonin (1997) katsausartikkeli tutkii asiakasmaksujen käyttöönottoa Afrikassa. Tutkimuksessa esitellään asiakasmaksujen vaikutusta oikeudenmukaisuuteen,

tehokkuuteen ja terveydenhoitojärjestelmän kestävyys. Artikkelissa esitellään myös kaksi mallia, standardimallin (engl. *the standard model*) ja Bamako Initiative -mallin (engl. *the Bamako Initiative (BI) model*), joiden mukaisesti asiakasmaksuja on otettu käyttöön Afrikan maissa. Standardimalli syntyi globaaliin tarpeeseen oikeudenmukaisesta ja tehokkaasta asiakasmaksukäytännöstä. Standardimalli on tarkoitettu otettavaksi käyttöön valtakunnallisella tasolla. Lisäksi valta päättää resurssien käytöstä tulisi alueellistaa tehokkuuden ja oikeudenmukaisuuden takia. (Gilson 1997, 274–275). Bamako Initiative -malli syntyi vuonna 1987 Maailman terveysjärjestön ja Unicefin yhteistyössä Afrikan terveysministerien kanssa. BI-malli pyrkii kohentamaan perusterveydenhuoltoa ja turvaamaan resurssien jatkuva saanti Afrikassa. Mallissa ensimmäisten vuosien ajan Unicef lahjoittaa maille lääkkeitä, jotka sitten myydään asiakkaille. Lääkkeiden myynnistä saatavien tuottojen avulla olisi tarkoitus hankkia lisää resursseja ja ylläpitää perusterveydenhuoltoa. BI-malli pyrkii luomaan kestävästä terveydenhuollon rahoitusperustaa. (Garner 1989, 277–278). Toisin kuin standardimallissa, BI-mallissa painotetaan yhteisötasolla päätettyä asiakasmaksumallia. Koska päättävä valta on yhteisöillä, resurssit käytettäisiin tehokkaasti kunkin yhteisön tarpeiden vaatimalla tavalla. (Gilson 1997, 274).

Samoin kuin Hangoma ym. (2018) ja Lépine ym. (2018) myös Hadley (2011) tutkii asiakasmaksujen poistamisen onnistuneisuutta Sambiassa. Hadley (2011) ei käytä tutkimuksessa tilastoja terveydenhuollon palveluiden käytöstä vaan keskittyy sen sijaan arviointiin kvalitatiivisella aineistolla. Kyseessä on kvalitatiivinen case-study-tutkimus, jonka tutkimusmenetelmiä ovat haastattelut, ryhmäkeskustelut ja havainnointi paikan päällä terveyskeskuksissa, joissa asiakasmaksut poistuvat ja joissa ne ovat vielä voimassa. Tutkimusmetodien kautta pyritään hankkimaan tietoa siitä, miten terveydenhuollon palveluja käytetään paikallisesti ja mitkä asiat vaikuttavat siihen, ketkä pääsevät hoitoon ja ketkä eivät. (Hadley 2011, 245–246). Tutkimuksessa havaitaan, että asiakasmaksujen poistaminen ei välttämättä auta sairaiden henkilöiden hoitoon pääsyä muiden esteiden, kuten etäisyyden, henkilökunnan asenteiden, jonottamisajan ja ylimääräisten kustannusten takia. Lääkkeiden jakaminen ja käyttö löyhin perustein lisäksi vaarantavat asiakasmaksujen poistamisen onnistuneisuutta. (Hadley 2011, 252–253). Jotta asiakasmaksujen vaikutuksia voi totuudenmukaisesti arvioida, tulee tilastollisen analyysin lisäksi tutkia miten politiikkamuutokset jalkautuvat paikalliselle tasolle: tarvitaan sekä tilastollista että kvalitatiivista tutkimusta (Hadley 2011, 253).

King ym. (2009) tutkivat Meksikossa vuosina 2005–2006 toteutetun kymmenen kuukauden sosiaaliturvakokeilun vaikutuksia köyhimpiin meksikolaisiin kotitalouksiin.



Seguro Popular -kokeilun pyrkimyksenä on tarjota sairausvakuutus, perusterveydenhoitoa ja ennaltaehkäisevää terveydenhoitoa, lääkkeitä ja pääsyn terveysasemalle niille, joilla ei ole sairausvakuutusta. Kokeiluun osallistujat pystyvät käyttämään terveydenhuollon palveluita maksutta. Käytetyt tutkimusmenetelmät, difference-in-differences- ja stepped wedge (engl. *stepped wedge experimental design*), hyödyntävät politiikkamuutoksen vaiheittaista toimeenpanoa, joka mahdollistaa satunnaistetun tutkimusasetelman. King ym. (2009) tutkivat *intention-to-treat*-efektiä, eli käsittelyryhmän kokonaisvaikutusta riippumatta siitä, ottavatko he käsittelyä vastaan. Toinen tutkittava vaikutus on käsittelyn vastaanottaneiden keskimääräinen vaikutus (engl. *complier average causal effect, CACE*). Seguro Popular -kokeilu tavoittaa tutkimuksen mukaan Meksikon köyhimmmät kotitaloudet, mutta lääkkeisiin käytetyt varat, terveydentila tai terveydenhuollon palveluiden käyttö eivät nousseet (King ym. 2009, 1451–1453).

4 AINEISTO

4.1 Aineiston ja muuttujien kuvaus

Käytettävä aineisto on Terveyden ja hyvinvoinnin laitoksen julkisesti saatavilla olevasta Sotkanet-tietokannasta. Tarkasteltavat lopputulema- tai outcome-muuttujat ovat:

- Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki lääkärikäynnit yhteensä / 1 000 asukasta (Sotkanet ind. 1552)
- Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat yhteensä / 1 000 asukasta (Sotkanet ind. 1556)
- Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit yhteensä / 1 000 asukasta (Sotkanet ind. 4137)
- Perusterveydenhuollon avohoidon (pl. suun terveydenhoito) nettokäyttökustannukset (eli käyttökustannukset – käyttötuotot), euroa / asukas (Sotkanet ind. 3766)

Alla kuvaukset jokaisesta käytetystä outcome-muuttujasta suorina lainauksina Terveyden ja hyvinvoinnin laitoksen tilastopalvelu Sotkanetistä.

Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki lääkärikäynnit yhteensä / 1 000 asukasta (Sotkanet ind. 1552)

”Indikaattori ilmaisee perusterveydenhuollon avohoidon kaikkien lääkärikäyntien osuuden tuhatta asukasta kohti. Väestötietona käytetään vuoden viimeisen päivän tietoa. Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit sisältävät lääkärikäynnit terveyskeskusten äitiysneuvolassa, lastenneuvolassa, perhesuunnitteluneuvolassa, kouluterveydenhuollossa, opiskelijaterveydenhuollossa, työterveyshuollossa sekä kotisairaanhoido- ja mielenterveyskäynnit ja muut avohoitokäynnit (erilaiset vastaanottokäynnit, terveystarkastus- ja seulontakäynnit sekä käynnit, jotka liittyvät terveydentilan selvittämiseen, esim. lääkärintodistukset).” (Lähde: THL Sotkanet)



Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat yhteensä / 1 000 asukasta (Sotkanet ind. 1556).

”Indikaattori ilmaisee perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilasmäärän vuoden aikana terveyskeskusten äitiysneuvolassa, lastenneuvolassa, perhesuunnitteluneuvolassa, kouluterveydenhuollossa, opiskelijaterveydenhuollossa, kotisairaanhoidossa, mielenterveyshuollossa sekä muussa avohoidossa (erilaiset vastaanottokäynnit, terveystarkastus- ja seulontakäynnit sekä käynnit, jotka liittyvät terveydentilan selvittämiseen, esim. lääkärintodistukset). Yhdellä potilaalla saattaa olla useampia käyntejä vuoden aikana. Väestötietona käytetään vuoden viimeisen päivän tietoa.” (Lähde: THL Sotkanet)

Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit yhteensä / 1 000 asukasta (Sotkanet ind. 4137)

”Indikaattori ilmaisee perusterveydenhuollon avohoidon kaikkien käyntien osuuden tuhatta asukasta kohti. Väestötietona käytetään vuoden viimeisen päivän tietoa. Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit sisältävät käynnit avosairaanhoidon vastaanotoilla, terveyskeskusten äitiysneuvolassa, lastenneuvolassa, perhesuunnitteluneuvolassa, kouluterveydenhuollossa, opiskelijaterveydenhuollossa, työterveyshuollossa sekä kotisairaanhoido- ja mielenterveyskäynnit ja muut avohoitokäynnit (erilaiset vastaanottokäynnit, terveystarkastus- ja seulontakäynnit sekä käynnit, jotka liittyvät terveydentilan selvittämiseen, esim. lääkärintodistukset). Perusterveydenhuollon avohoidon käynteinä tilastoidaan asiakkaiden/potilaiden terveyden- ja sairaanhoitokäynnit vastaanotoilla ja lääkärin suorittamat käynnit asiakkaan/potilaan luo.” (Lähde: THL Sotkanet)

Perusterveydenhuollon avohoidon (pl. suun terveydenhoito) nettokäyttökustannukset, euroa / asukas (Sotkanet ind. 3766)

”Indikaattori ilmaisee kuntien perusterveydenhuollon avohoidon (pl. suun terveydenhoito) nettokäyttökustannukset euroina asukasta kohti. Tehtäväluokkaan ”Perusterveydenhuollon avopalvelut (pl. suun terveydenhuolto)” sisältyy perusterveydenhuollon avopalvelut (ei suun terveydenhuolto) ml. työterveyshuolto, kouluterveydenhuolto ja koulupsykologin toiminta, perusterveydenhuollon ylläpitämät mielenterveystoimistot tai vastaava toiminta. Kotihoito-tehtäväluokan sisältö laajeni entisestä kotipalveluja painottavista tehtävistä vuonna 2015 siten, että siihen mukaan sisällytettiin myös kotisairaanhoido, joka kuului ennen perusterveydenhuollon avopalvelut tehtäväluokkaan. Muutoksen myötä kotihoidon kustannukset lisääntyivät edellisvuodesta lähes saman verran, kun mitä

perusterveydenhuollon avohoidon kustannukset vähenivät. Käyttökustannuksiin lasketaan toimintamenot ja poistot sekä arvonalentumiset ja vyörytysmenot. Käyttötuottoihin lasketaan toimintatulot ja vyörytystulot. Nettokäyttökustannukset saadaan vähentämällä käyttökustannuksista käyttötuotot. Väestösuhteutus on tehty THL:ssä käyttäen Tilastokeskuksen Väestötilaston tietoja.” (Lähde: THL Sotkanet)

4.2 Käsittely- ja kontrolliryhmät

Kontrolliryhmän kuntien tulee käyttää samaa asiakasmaksujen periaatetta kuin Helsinki ennen asiakasmaksun poistumista. Kaikki muut kunnat, jotka eivät käytä samaa mallia, karsitaan aineistosta pois, koska silloin ne eivät kelpaa käsittelykunnan kontrolleiksi. Aineistosta poistetaan kaikki ne kunnat, joilta löytyy puuttuvia havaintoja. Aineistoon jäi 183 kontrollikuntaa. Tässä tutkielmassa käytetyt aineistot ovat vuosittaisia. Käyntien ja potilasmäärien aineistot ovat vuosilta 2002–2020 ja nettokäyttökustannuksien aineisto on vuosilta 2006–2020.

Aineistosta on myös poistettu sellaiset kunnat, joiden aineistosta ilmeni selkeästi poikkeavia havaintoja, joissa on todennäköisesti tiedonsyöttövaiheessa tullut virheitä. Kuten puuttuvien havaintojen kohdalla, myös poikkeavia havaintoja sisältävä kunnan aineisto poistetaan kokonaisuudessaan aineistosta, jotta käytetyn aineiston laatu olisi mahdollisimman korkea. Kontrolliryhmään valikoitui edellä mainitun karsinnan jälkeen yhteensä 148 kuntaa.

Synteettinen kontrollikunta muodostetaan aineiston rajausten jälkeen jäljelle jääneistä kontrollikunnista, niin sanotusta *donor poolista*. Synteettisen kontrollimenetelmän painojen määrittämisessä voidaan hyödyntää outcome-muuttujan arvoja käsittelyn alkamista edeltävältä ajalta, mutta lisäksi myös muita kuntatason muuttujia, kuten väestö, väestöntiheys, kaupunkialueella asuvien osuus, väestöllinen huoltosuhde ja taloudellinen huoltosuhde. Nämä taustamuuttujat saadaan Tilastokeskuksen ilmaisesta PxWeb-tietokannasta (11ra -- Tunnuslukuja väestöstä alueittain, 1990-2020).



5 TUTKIMUSMENETELMÄT

5.1 Arviontiongelmä (engl. *evaluation problem*)

Tutkielman tavoite on selvittää, mikä kausaalinen vaikutus terveyskeskusmaksun poistamisella on erilaisiin vastemuuttujiin. Halutaan siis estimoida käsittelyn keskimääräinen vaikutus käsittelyn saaneisiin (engl. *average treatment effect on the treated*), joka voidaan ilmaista matemaattisesti potentiaalisten lopputulemien avulla seuraavalla tavalla (Angrist & Pischke 2008, 14):

$$ATT = E(Y_{1i}|D_i = 1) - E(Y_{0i}|D_i = 1) \quad (1)$$

Kaavassa 1 muuttuja Y_{1i} on lopputulema, kun yksikkö i saa käsittelyn. Kun taas Y_{0i} on lopputulema, kun yksikkö i ei saa käsittelyä. D_i kuvaa sitä, kuuluuko yksikkö käsittely- vai kontrolliryhmään. Jos se olisi mahdollista, haluttaisiin siis verrata käsittelyryhmän lopputulemia saman ryhmän lopputulemiin vaihtoehtoisessa todellisuudessa, jossa he eivät olisi saaneet käsittelyä. Tämä on tietysti mahdotonta, eli termiä $E(Y_{0i}|D_i = 1)$ ei pystytä suoraan havainnoimaan. Jos tämän termin tilalla käytettäisiin käsittelyä saamattoman ryhmän odotusarvoa $E(Y_{0i}|D_i = 0)$, estimaatti olisi harhainen valikoitumisharhan takia. Jotta ATT voitaisiin estimoida, pitäisi pystyä luomaan luotettava kontrafaktuaali (engl. *counterfactual*), joka kuvaisi käsittelyn saaneiden kehitystä siinä tilanteessa, että he eivät olisi saaneet käsittelyä.

Ideaalitilanteessa kontrafaktuaali muodostettaisiin luomalla satunnaistettu kontrolliryhmä, mutta taloustieteessä tällaisten koeasetelmien luominen on hankalaa ja siksi satunnaistaminen ei sovellu useimpiin kysymyksiin. Kuten tässäkin tutkimuksessa, taloustieteessä ollaan usein kiinnostuneita erilaisten reformien vaikutuksista. Soveltavassa taloustieteessä hyödynnetään usein erilaisia kvasikokeellisia menetelmiä, joilla pyritään matkimaan koeasetelmaa hyödyntämällä erilaisia reformeja. Kolme käytetyintä menetelmää ovat instrumenttimuuttujamenetelmä (engl. *instrumental variables*), regressioepäjatkuvuusmenetelmä (engl. *regression discontinuity design*) ja difference-in-differences-menetelmä. (Angrist & Pischke 2008, 15, 113–220, 251–268, 221–250). Tutkimuksessa käytetään synteettistä kontrollimenetelmää, joka muistuttaa monin tavoin difference-in-differences-menetelmää. Se eroaa siitä kuitenkin siltä osin, että käsittelyä saavia yksiköitä

on synteettisessä kontrollimenetelmässä usein vain yksi. Seuraavassa alaluvussa esitellään kyseinen menetelmä.

5.2 Synteettinen kontrollimenetelmä

Tutkimuksessa käytetään synteettistä kontrollimenetelmää, joka soveltuu hyvin tilanteeseen, jossa käsittelyryhmässä saattaa olla vain yksi yksikkö. Menetelmässä käsittelyn saaneelle yksikölle luodaan keinotekoinen kontrolliyksikkö painottamalla kontrolliryhmän yksiköitä siten, että siitä saadaan ominaisuuksiltaan mahdollisimman samankaltainen kuin käsittelyryhmän yksiköstä. Analyysi toteutetaan käyttämällä Synth-nimistä pakettia STATA-ohjelmistolla. Mukaillen Abadieta (2021), synteettinen kontrollimenetelmä voidaan ilmaista matemaattisesti seuraavasti:

$$Y_{it}^I = Y_{it}^N \quad \forall t \in \{1, \dots, T_0\} \quad \forall i \in \{1, \dots, J + 1\} \quad (2)$$

$$Y_{it}^I = Y_{it}^N + \tau_{it} D_{it} \quad (3)$$

$$D_{it} = \begin{cases} 1, & i = 1 \text{ ja } t > T_0 \\ 0, & \text{muutoin} \end{cases} \quad (4)$$

$$\tau_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N, \text{ kun } t > T_0 \quad (5)$$

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t \mathbf{Z}_i + \lambda_t \boldsymbol{\mu}_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Parametri t kuvaa aikaa ja käsittely tapahtuu ajanhetken $t = T_0$ jälkeen. Parametri i kuvaa käsittely- ja kontrolliyksiköjä, joita on yhteensä $J + 1$ kappaletta ja joista ensimmäinen $i = 1$ on käsittelyn saava yksikkö. Kaava 2 kuvaa käsittelyä edeltävää aikaa, jolloin käsittely- ja kontrolliryhmän lopputulemat ovat yhtä suuret. Kaavat 3, 4 ja 5 havainnollistavat lopputuleman Y_{it}^I määräytymistä käsittelyn aikana ja sen jälkeen $t > T_0$. Kaavassa 5 muuttuja Y_{1t}^N on kontrafaktuaalin lopputulema, eli käsittelyn saaneen yksikön lopputulema siinä tilanteessa, että se ei olisi saanutkaan käsittelyä. Kaavan 5 muuttuja τ on siis käsittelyn aikaansaama efekti käsittelyn saaneessa yksikössä $i = 1$ ajanhetkellä $t > T_0$, eli *ATT*. Kuten kaavassa 1, kaavassa 4 muuttuja D_{it} kuvaa sitä, kuuluuko tietty yksikkö i ajanhetkellä t käsittelyryhmään $D_{it} = 1$ vai kontrolliryhmään $D_{it} = 0$. Kaavassa 6 muodostetaan Y_{it}^N . Muuttuja δ_t kuvaa suhdannetrendiä, muuttuja $\mathbf{Z}_i$ kuvaa havaittavia ja muuttuja $\boldsymbol{\mu}_i$ havaitsemattomia kuntakohtaisia selittäjävektoreita, joiden kertoimia ovat θ_t ja λ_t . Muuttuja ε_{it} on kuntakohtainen ja ajasta riippuva shokki ($E(\varepsilon_{it}) = 0$).

$$\mathbf{X}_1 = \mathbf{X}_0 \mathbf{W}^* \quad (7)$$



Kaavassa 7 muuttujavektori $\mathbf{X}_1$ sisältää käsittely-yksikön ominaisuudet (eli selittäjävektorin $\mathbf{Z}_1$) ja lopputuleman kehityksen ennen käsittelyä. Muuttujavektori $\mathbf{X}_0$ taas sisältää kontrolliyksiköiden painot siten, että vektorista saadaan ominaisuuksiltaan mahdollisimman samankaltainen kuin käsittelyryhmän yksikön vektorista $\mathbf{X}_1$. Keinotekoinen kontrolliyksikkö esitetään kaavassa 7 muuttujavektorina $\mathbf{W}^*$. Jos kaavan 7 keinotekoinen kontrolliyksikkö tuottaa samat arvot kuin vektoreissa $\mathbf{Z}_1$ ja $\boldsymbol{\mu}_1$, pystyttäisiin estimoida harhaton estimaattori käsittelyn vaikutuksesta käsittelyn saaneisiin. Koska muuttujavektoria $\boldsymbol{\mu}_1$ ei kuitenkaan ole mahdollista havainnoida, ei eksaktia vastinetta saada⁵. Sen sijaan joudutaan tyytymään approksimaatioon:

$$\mathbf{X}_1 \approx \mathbf{X}_0 \mathbf{W}^* \quad (8)$$

Abadie (2021) varoittaa tilanteesta, kun aineistoa ei ole tarpeeksi käsittelyä edeltävältä ajalta eli kun T_0 on pieni. Tällöin mikäli muuttujassa ε_{it} tapahtuu riittävästi vaihtelua, ei keinotekoinen kontrolliyksikkö olekaan ominaisuuksiltaan $\boldsymbol{\mu}_1$ samankaltainen kuin käsittely-yksikkö, vaikka käsittelyä edeltävä lopputuleman kehitys näyttäisikin olevan samanlaista. Abadie (2021) nimittää edellä mainittua ilmiötä yhdenlaiseksi ylisovittamiseksi (engl. *overfitting*), mikä mahdollisesti vääristää tuloksia. On myös hyvä huomata, että harhaisuutta ei vähennä pitkä käsittelyä edeltävä aika eli suuri T_0 , jos keinotekoinen kontrolliyksikkö ei vastaa ominaisuuksiltaan käsittely-yksikköä (Abadie 2021, 400).

Kuten kaikkien luonnollisten koeasetelmien tapauksessa, myös synteettisen kontrollimenetelmän käyttö vaatii tiettyjen oletusten voimassaoloa. Jos jokin menetelmän oletus ei toteudu, menetelmän antamat estimaatit ovat harhaisia. Synteettisen kontrollimenetelmän oletukset muistuttavat merkittävästi difference-in-differences-menetelmän oletuksia, pois lukien niin sanottu yhdensuuntaisten trendien oletus, jota ei samalla tavalla painoteta synteettisen kontrollimenetelmän tapauksessa, koska synteettisestä kontrollimenetelmää käytettäessä tulemamuuttujan tasot ennen käsittelyn alkua pyritään saamaan samoiksi. Joka tapauksessa myös synteettistä kontrollimenetelmää käyttäessä on olennaista tarkastella kuvioden avulla, kuinka samalla tavalla käsittelykunta ja synteettinen kontrollikunta ovat kehittyneet ennen käsittelyn alkua.

Synteettisen kontrollimenetelmän yksi keskeisimmistä oletuksista on SUTVA (engl. *stable unit treatment variable assumption*). Tämä oletus tarkoittaa, että yhden yksikön

⁵ Myöskään kuntakohtainen ja ajasta riippuva shokki ε_{it} ei todennäköisesti kompensoi riittävästi havainnoimattomien ominaisuuksien vektorin $\boldsymbol{\mu}_1$ arvojen puuttumista (Abadie 2021, 400). Voidaan siis todeta, että todellisuudessa paras arvio on approksimaatio eli kaava 8.

saama käsittely ei vaikuta toisen kunnan lopputulemiin. Toisin sanoen SUTVA:n voimassolo vaatii, ettei käsittelyllä ole niin sanottuja spillover-vaikutuksia. (Abadie 2021, 410–411). Tutkimani terveystakeskusmaksun poiston yhteydessä tällaisten spillover-vaikutusten olemassaolo voisi olla mahdollista esimerkiksi siten, jos terveystakeskusmaksun poisto saisi aikaan eniten sairastavien henkilöiden muuttamisen muista kunnista Helsinkiin. Tällainen skenaario on kuitenkin hyvin epätodennäköinen, ottaen huomioon terveystakeskusmaksun pienuuden sekä maksukaton, joka estää terveystakeskusmaksujen kasvun rajatta useimmissa kunnissa. Koska terveystakeskukset rahoitetaan kuntien omilla verotuloilla eikä valtion budjetista, terveystakeskusmaksun poiston taloudelliset vaikutukset kohdistuvat vain Helsingin omaan kuntatalouteen, eikä sillä siten oletettavasti ole minkäänlaisia vaikutuksia muiden kuntien toimintaan.

Synteettisen kontrollimenetelmän yhtenä oletuksena on myös ennakkointivaikutuksen puute. Ennakkointivaikutus tarkoittaa sitä, että rationaalisesti toimivat agentit saattavat reagoida käsittelyyn jo ennen käsittelyn alkamista. (Abadie 2021, 409–410). Terveystakeskusmaksun poiston tapauksessa tämä voisi tarkoittaa esimerkiksi sitä, että ihmiset lykkäisivät terveystakeskuskäyntejään tietäessään terveystakeskusmaksun poistuvan kohta. Tämä voisi saada aikaan sen, että maksun poiston yhteydessä terveystakeskuksiin tulisi kävijäpiikki, kun kaikki käyntiään lykänneet hakeutuisivat lääkäriin. Tämän seurauksena estimoidut vaikutukset näyttäisivät suuremmilta kuin mitä ne todellisuudessa olisivat.

Yksi tärkeimmistä synteettisen kontrollimenetelmän oletuksista on konveksin peitteen ehto (engl. *Convex Hull Condition*). Ehto takaa, että erot käsittelykunnan ja synteettisen kontrollikunnan taustamuuttujien välillä ovat pieniä. Matemaattisesti ehto tarkoittaa sitä, että käsittelykunnan taustamuuttujien on oltava lähellä synteettisen kontrollikunnan taustamuuttujien konveksia peitettä. (Abadie 2021, 411).

Difference-in-differences-menetelmää ei tämän tutkimuksen tilanteessa voida käyttää, koska käsittelyn saa ainoastaan yksi yksikkö. Lisäksi sopivan kontrolliyyksikön löytäminen on haastavaa kokonaisuudelle alueelle ja usein mahdollisten kontrolliyyksikköjenkin lukumäärä on huomattavasti rajatumpi kuin esimerkiksi yksilötason tutkimuksissa. Keinotekoinen kontrolliyyksikkö on näin ollen parempi ja luotettavampi vaihtoehto, koska yhden kontrolliyyksikön ei tarvitse olla vastaavuudeltaan erinomainen vaan useaa kontrolliyyksikköä voidaan painottaa siten, että niiden samankaltaisuus yhdessä on parempi kuin yhdenkään yksin. Synteettisen kontrollimenetelmän vahvuus on lisäksi se, että havaitsemattomat (yhteiset) tekijät λ_t voivat vaihdella ajassa, toisin kuin difference-in-differences-menetelmässä, jossa ne ovat vakioita (Abadie 2021, 400).

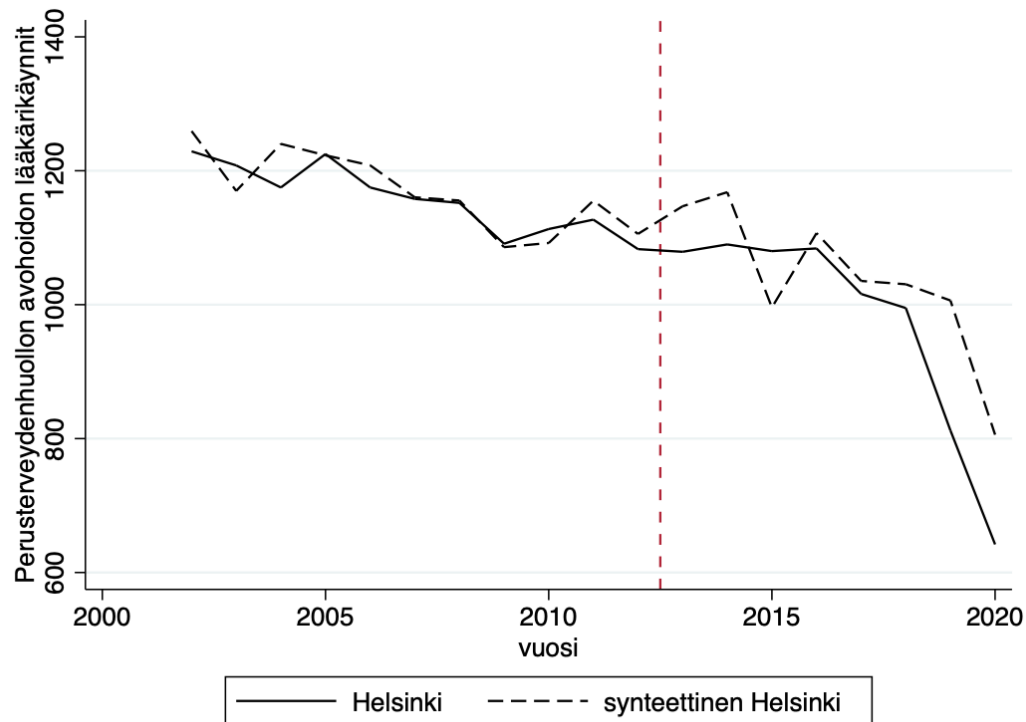


Synteettistä kontrollimenetelmää käytettiin ensimmäistä kertaa Abadien ja Gardeazabalin (2003) tutkimuksessa, jossa tutkittiin terrorismin vaikutusta Baskimaan bruttokansantuotteen kehitykseen 1960-luvulta 1990-luvun loppuun. Samaa menetelmää on käytetty myös muun muassa Abadien ym. (2010) tutkimuksessa, joka tutki tupakoinnin vastaisten kampanjojen ja vuoden 1988 Proposition 99 -lainsäädännön muutoksen vaikutusta tupakointiin Kaliforniassa.

6 TULOKSET

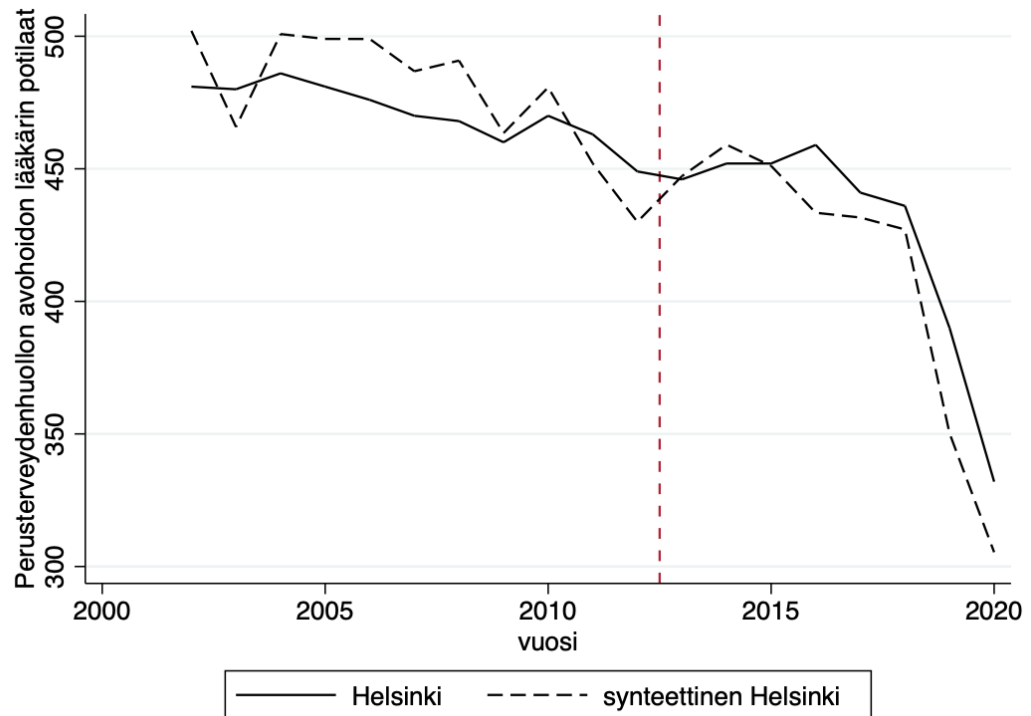
Kuviossa 2 esitetään vaikutukset perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynteihin. Kontrollina on ainoastaan outcome-muuttuja lääkärikäyntien arvot käsittelyä edeltävältä periodilta. Lääkärikäynneissä ei havaita eroa käsittelykunnan ja synteettisen kontrollikunnan välillä, vaan kuvaajat ovat keskenään hyvin samankaltaisia. Molempien trendi on selkeästi laskeva, eikä terveyskeskusmaksujen poistuminen näytä vaikuttavan niiden kehitykseen. Viimeisimpinä tarkasteluajankohdan vuosina 2019 ja 2020 voidaan mahdollisesti havainnoida heikko ilmiö, jossa käsittely- ja kontrolliyksiköt lähtisivät eroamaan toisistaan. Ilmiö ei kuitenkaan näytä erityisen vahvalta. Tulos on robusti kontrollimuuttujien lisäykselle (kuvio 6). Tuloksen perusteella näyttää siis siltä, että ainakaan uudistus ei olisi lisännyt lääkärikäyntejä: riippuen tuloksen tulkinnasta, joko käynnit vähenivät tai eivät muuttuneet ollenkaan. Tulos ei ole siis täysin linjassa perinteisen kysyntä-tarjontakehikon kanssa, koska sen mukaan käyntien määrän luulisi nousevan maksujen pienentyessä. Toisaalta tulos on linjassa käyttäytymistaloustieteen teorioiden, joiden mukaan maksujen aleneminen saattaa vähentää palvelun käyttöä, kanssa. Luonnollisempi selitys havainnolle saattaa kuitenkin olla se, että terveyskeskuksissa tehtävä palvelutarpeen arviointi onnistuu estämään turhat lääkärikäynnit, vaikka palvelu olisikin ilmainen.





Kuvio 2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit

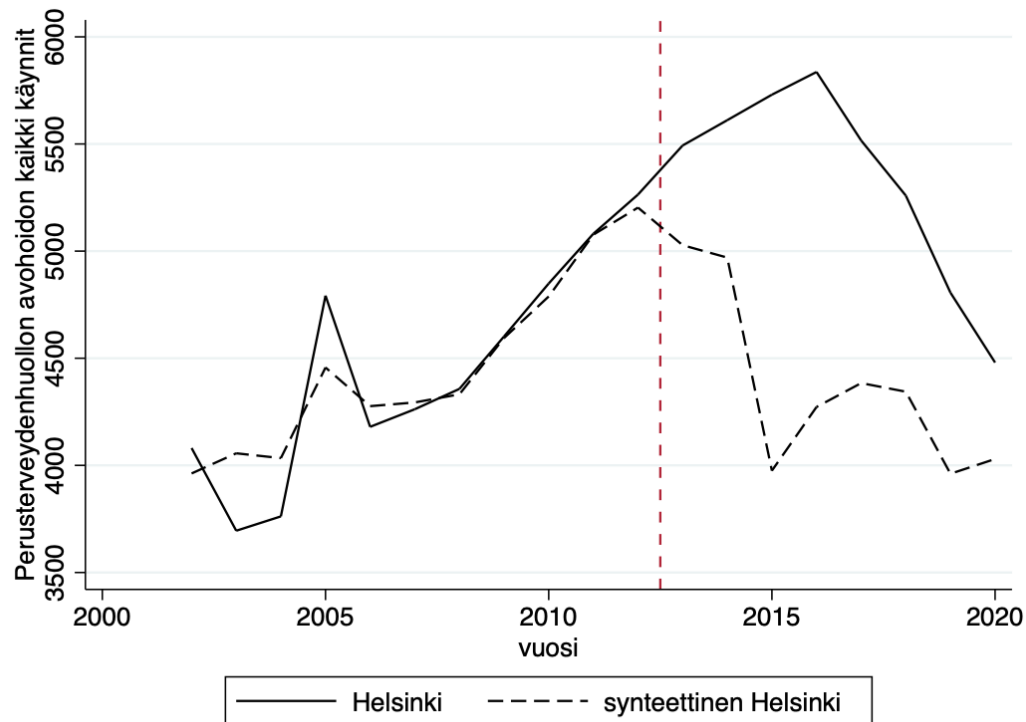
Kuviossa 3 esitetään vaikutukset perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaiden määrään. Kontrollina on ainoastaan outcome-muuttuja lääkärin potilaat. Kuvio on hyvin samantapainen kuin kuvio 2. Lääkärin potilaiden määrä laskee sekä kontrolli- että käsittely-yksikössä ja kokonaistrendi on laskeva. Vastoin kuin lääkärikäynneissä kuviossa 2, tässä ei nähdä minkäänlaista eroavuutta yksiköiden välillä, vaan ne noudattavat hyvin samankaltaista kehityskulkua. Tulos on robusti kontrollimuuttujien lisäykselle (kuvio 7). Havaittu nollatulos on linjassa aikaisemmin havaitun lääkärikäynntejä koskevan tuloksen kanssa. Mikäli aikaisempi lääkärikäynntejä koskeva tulos tulkittaisiin lääkärikäyntien vähenemisenä, potilasmäärien pysyminen samana tarkoittaisi sitä, että potilaat pääsisivät harvemmin lääkäriin. Tämä voisi viitata esimerkiksi resurssipulaan, jonka seurauksena palvelutarpeen arvioinnissa täytyisi noudattaa tiukempaa linjaa. Jos havaittu ilmiö johtuisi resurssipulasta, tukisi se aikaisemmassa tutkimuksessa (katso esimerkiksi Gilson & McIntyre 2005) esitettyjä huolenaiheita. Toisaalta mikäli aiempi lääkärikäynntejä koskeva tulos tulkitaan nollatuloksena, silloin tällä uudistuksella ei näytä olleen vaikutusta lääkärikäyntien eikä lääkärin potilaiden määrään.



Kuvio 3: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat

Kuviossa 4 esitetään vaikutukset perusterveydenhuollon avohoidon kaikkiin käyn-teihin. Kontrollina on ainoastaan outcome-muuttuja avohoidon kaikki käynnit. Käsittely-yksikön avohoidon käynnit kasvavat vuoteen 2016 asti, jonka jälkeen ne lähtevät jyrk-kään laskuun. Synteettisessä kontrolliyksikössä kehitys lähtee poikkeamaan käsittely-yk-sikön tasosta vuodesta 2013 alkaen, jonka jälkeen ero näiden välillä on huomattava. Ero kaventuu tarkasteluajankohdan loppua kohden. Kuviota tulkitessa on hyvä huomata, että katkoviiva merkitsee vuoden 2012 puolivälin. Tämän takia vaikutus voi näyttää virheel-lisesti alkavan hieman ennen käsittelyajankohtaa, vaikka käsittelyä edeltävänä vuonna 2012 avohoidon kaikki käynnit ovat käsittelykunnassa ja synteettisessä kontrollikunnassa samalla tasolla ja vasta käsittelyvuonna 2013 ne lähtevät erkaantumaan toisistaan. Tulos on robusti kontrollimuuttujien lisäykselle (kuvio 8). Saatu tulos viittaisi siihen, että pe-rusterveydenhuollon palveluihin kohdistuva kysyntä on noussut uudistusta seuraavina kahtena vuonna, mutta tämä kysynnän lisäys ei välittynyt aiemmin tarkasteltuihin lääkä-rikäyn-teihin tai lääkärin potilaiden määrään. Toisin sanoen lisääntynyt kysyntä kohdistui todennäköisesti hoitajiin, jotka muun muassa tekevät ennen lääkärin vastaanotolle pääsyä palvelutarpeen arvioinnin. Yksi selitys havainnolle voisi olla se, että palvelutarpeen

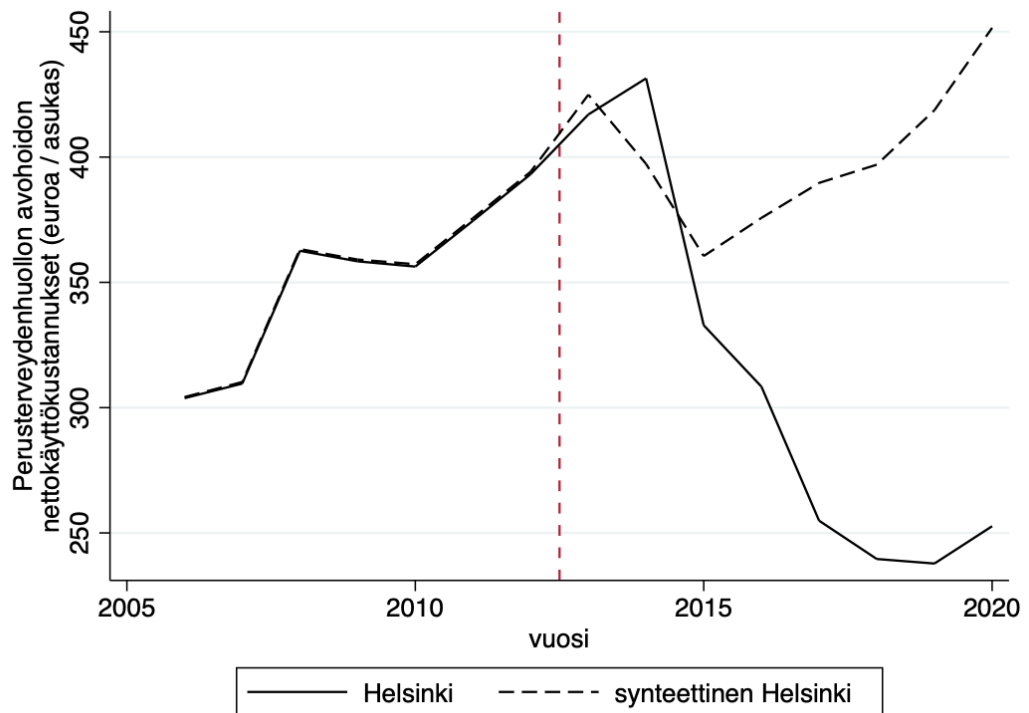
arvioinnissa noudatettiin tiukempaa linjaa, minkä seurauksena kysynnän lisäys ei kana-voitunut lääkärikäyntien tai lääkärin potilaiden määrään.



Kuvio 4: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit

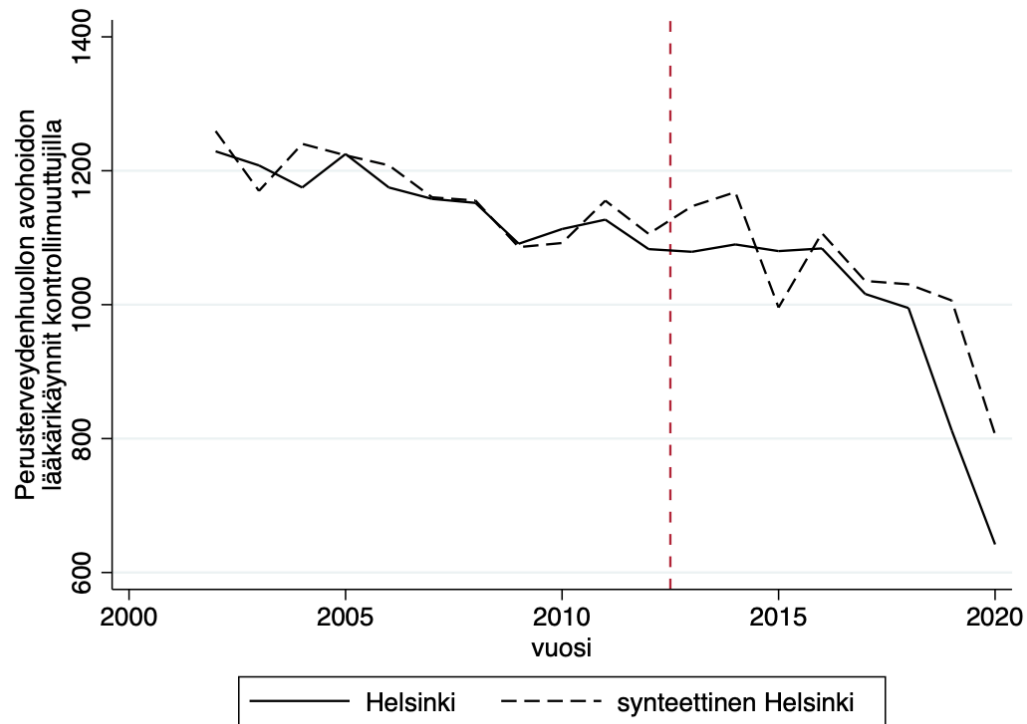
Kuviossa 5 esitetään vaikutukset perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannuksiin. Kontrollina on ainoastaan outcome-muuttuja nettokäyttökustannukset. Ennen käsittelyä käsittely- ja kontrolliryhmien kehittyminen seuraavat hyvin toisiaan. Kontrollikunnalla kokonaistrendi on nouseva, vaikka nettokäyttökustannukset laskevatkin voimakkaasti käsittelyä seuraavien kolmen vuoden aikana. Käsittelykunnassa on nähtävissä nettokäyttökustannuksien kehityksen selkeä muutos alkaen hieman viiveellä vuodesta 2014 eteenpäin. Nettokäyttökustannukset näyttävät laskevan voimakkaasti viiden vuoden aikana vähentyen yli 40 prosenttia. Viimeisenä vuonna nettokäyttökustannukset kääntyvät myös käsittelykunnassa nousuun. Nettokäyttökustannuksien tapauksessa aikasarja on hieman lyhyempi kuin muissa tässä tutkimuksessa tarkasteltavissa outcome-muuttujissa. Nettokäyttökustannuksissa käsittelyä edeltävä lopputuleman kehitys näyttäisi olevan hyvin samanlaista käsittely-yksikössä ja synteettisessä kontrolliyksikössä. Mahdollisesti jopa niin samanlaista, että tässä kontrolliyksikkö on saatettu niin sanotusti ylisovittaa, jolloin se ei enää välttämättä ole luotettava kontrolliyksikkö Helsingille. Mikäli kontrolliyksikkö ei olekaan ominaisuuksiltaan riittävän samalainen käsittely-yksikön kanssa,

eivät saatavat tulokset ole luotettavia. Toisaalta myöskään kontrollimuuttujien lisääminen (kuvio 9) ei muuttanut lopputuloksia.

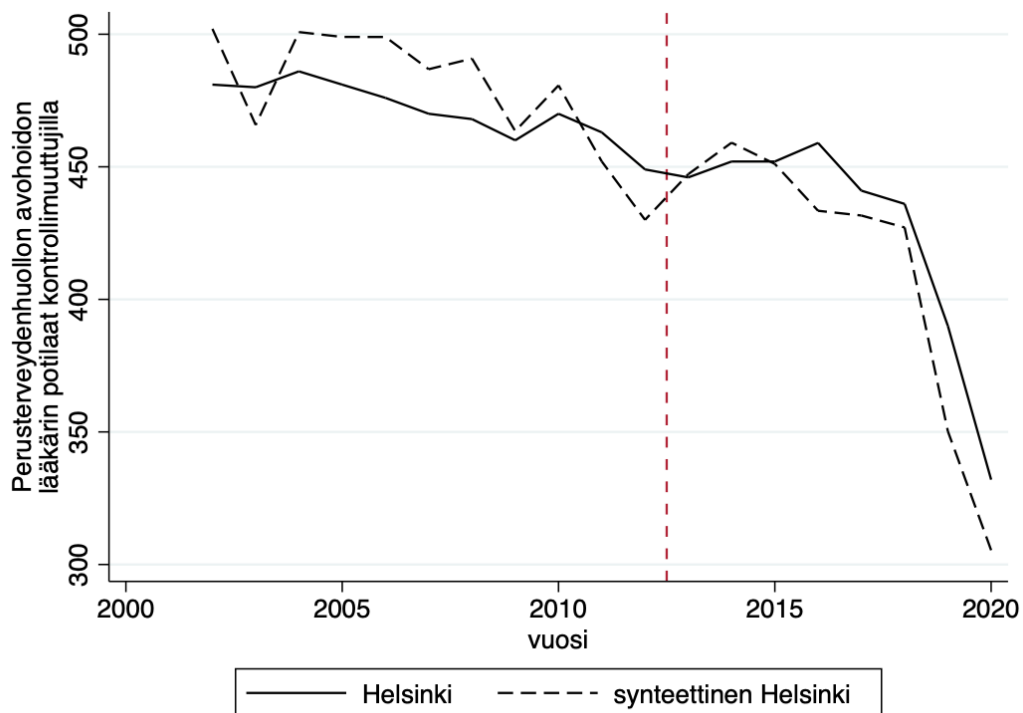


Kuvio 5: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas)

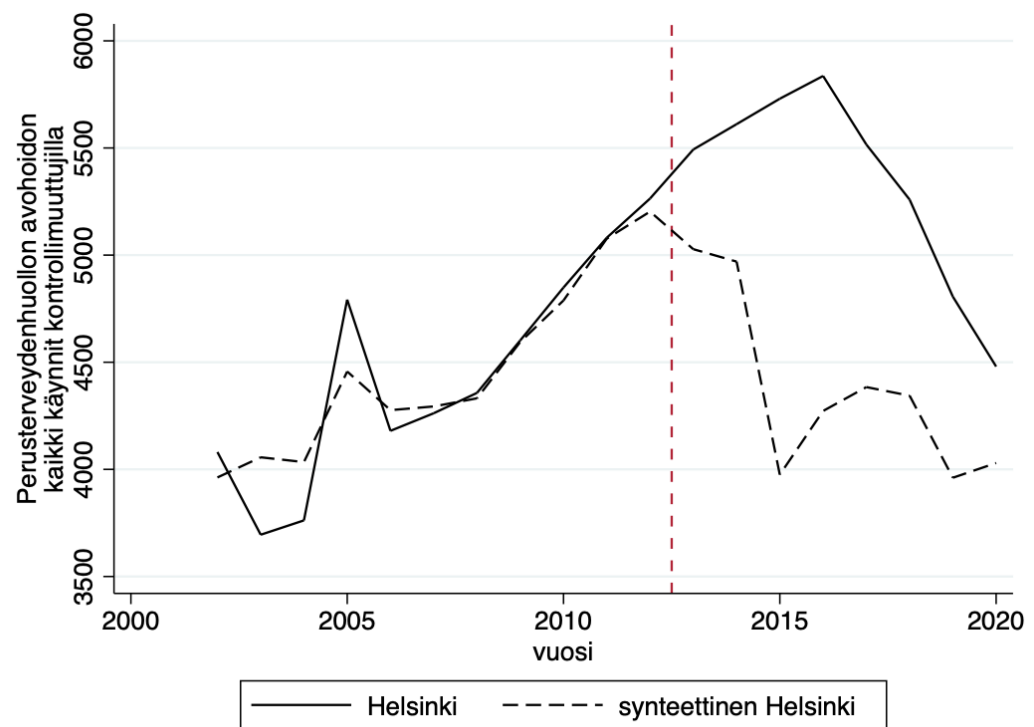
Kuvioissa 6–9 kontrollimuuttujiksi on lisätty outcome-muuttujan lisäksi myös väestö, väestötiheys, kaupunkialueella asuvien osuus, väestöllinen huoltosuhde ja taloudellinen huoltosuhde. Kuviot ovat lähes identtisiä edellisten kuvioden 2–5 kanssa, joissa kontrollimuuttujana on ainoastaan outcome-muuttujan käsittelyä edeltävien vuosien arvot. Tämä kertoo siitä, että synteettisen kontrollimenetelmän painokertoimien määrittäminen on robusti. Usein pelkkä outcome-muuttuja riittääkin yksin analyysin toteuttamiseksi, kuten myös tässä tapauksessa.



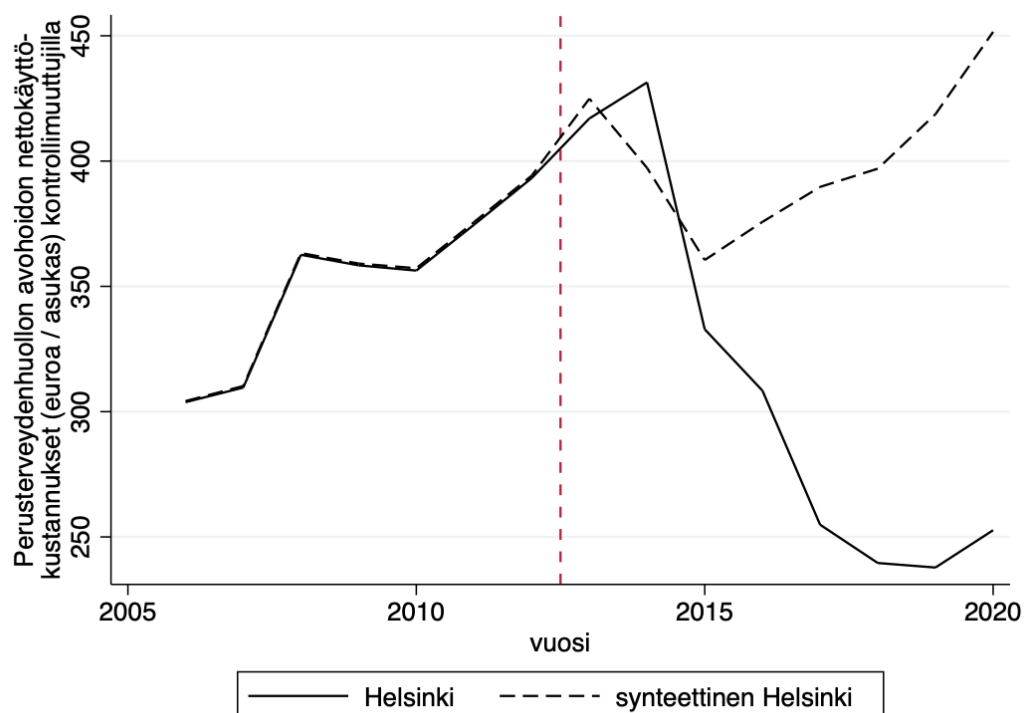
Kuvio 6: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit kontrollimuuttujilla



Kuvio 7: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat kontrollimuuttujilla



Kuvio 8: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit kontrollimuuttujilla



Kuvio 9: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset kontrollimuuttujilla (euroa / asukas)

7 ROBUSTISUUSTARKASTELUT

7.1 Plasebotestit

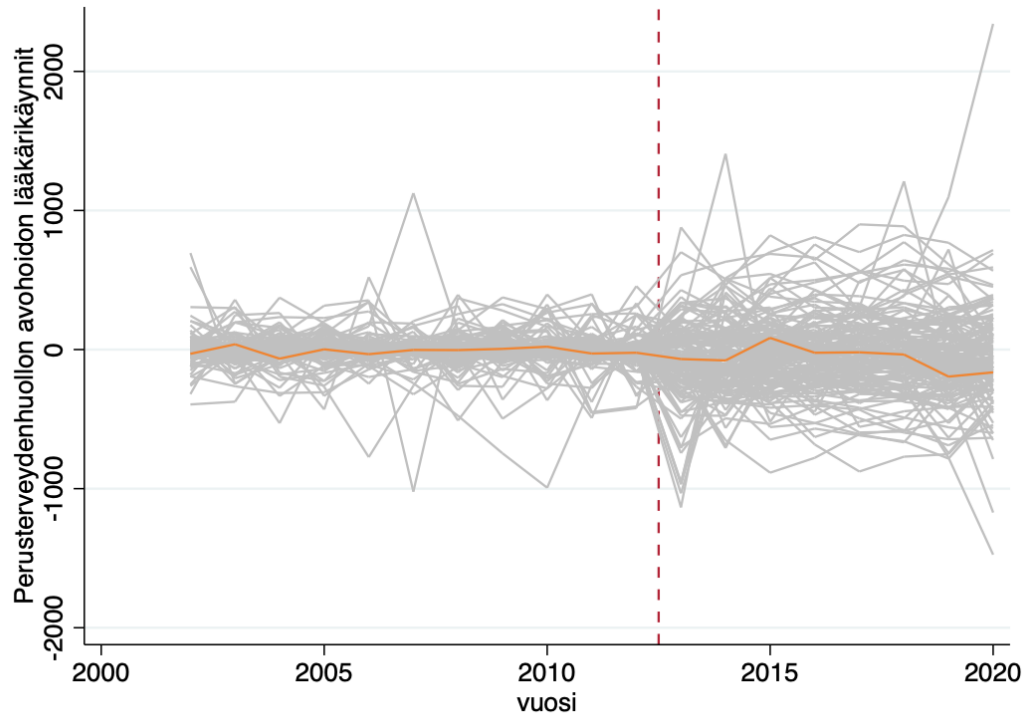
Robustisuustarkasteluilla tutkitaan, havaitaanko merkitsevää vaikutusta muuallakin kuin käsittelyn saaneissa. Suoritetaan kahdenlaisia robustisuustarkasteluja: plasebotestejä ja varhennustestejä. Plasebotestissä myös kontrolliryhmän yksiköille luodaan samanlaiset synteettiset kontrolliyksiköt outcome-muuttujista kuin käsittely-yksikölle, eli kontrollikunnille luodaan omat synteettiset kontrollikunnat. Plasebotestien kuvaajissa on esitetty kunnan ja sille muodostetun synteettisen kontrollikunnan välinen erotus. Varsinainen, tutkimuksen kohteena oleva käsittely-yksikkö eli Helsinki on korostettu oranssilla värillä. Mikäli vaikutus käsittely-yksikössä on kontrolliyksiköistä poikkeava eli sen kuvaaja ja sen kehitys erottuu muiden joukosta selkeästi eroavana, plasebotestin perusteella näyttää myös siltä, että käsittely-yksikössä tapahtunut vaikutus on merkitsevä. Mikäli käsittely-yksikön kehitys on samankaltainen muiden yksiköiden kehityksen kanssa, vaikutus kyseisessä outcome-muuttujassa tuskin on merkitsevä. Silloin käsittely-yksikön kehitys voitaisiin pystyä selittämään myös normaalilla vaihtelulla.

Käsittelyä edeltävä MSPE (*mean squared prediction error*) mittaa sitä, kuinka hyvin synteettinen kontrolliyksikkö vastaa käsittely-yksikön kehitystä käsittelyä edeltävällä ajanjaksolla. Mikäli käsittelyä edeltävä MSPE on suuri, eivät synteettisen kontrolli-yksikön ominaisuudet ole välttämättä riittävän samanlaisia käsittely-yksikön ominaisuuksien kanssa. Mitä pienempi synteettisen kontrollin käsittelyä edeltävä MSPE on, sitä edustavampi se todennäköisesti on. (Abadie ym. 2010, 501–502).

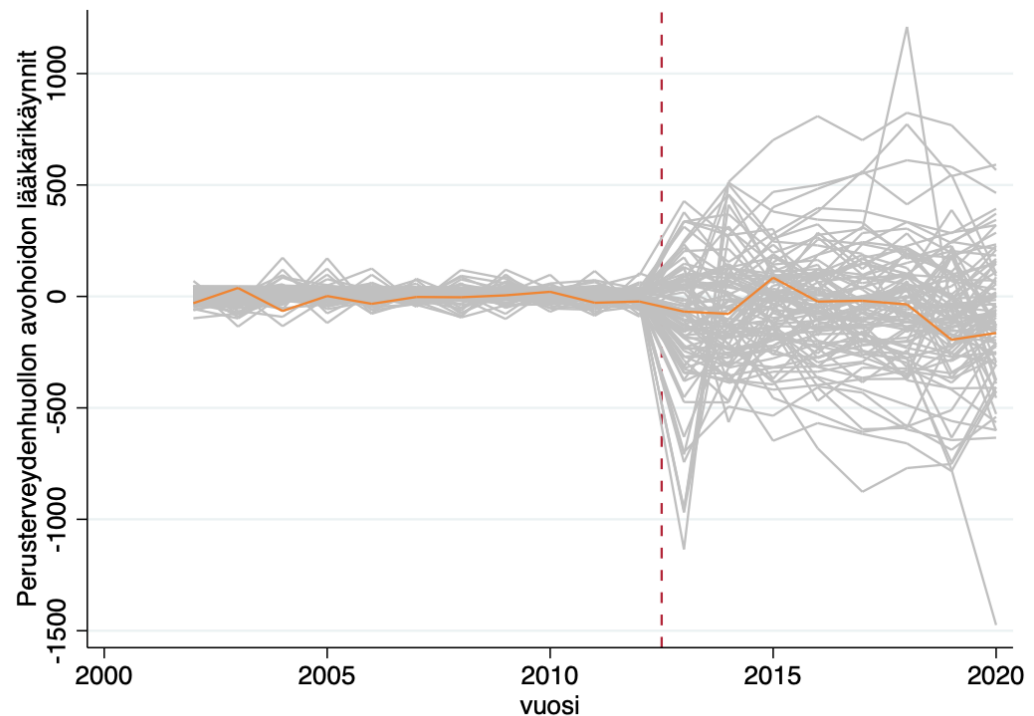
Kuvioissa 10–12 on plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynneistä. Ensimmäisessä näistä, kuviossa 10, näytetään kaikkien kontrollikuntien kuvaajat osana kuviota. Kuviossa 11 joukosta on rajattu pois ne, joiden käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna. Kuviossa 12 joukosta on rajattu pois kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna. Helsingillä havaitut efektit eivät näytä poikkeavan normaalista vaihtelusta, sillä Helsingin kehitys ei poikkea millään tavalla plaseboestimaateista. Plaseboestimaatit ovat nollan molemmin puolin keskimäärin nollassa, mikä puoltaa menetelmän luotettavuutta. On kuitenkin huomattava, että plaseboestimaattien hajonta on merkittävästi suurempaa käsittelyn jälkeisellä

periodilla kuin käsittelyä edeltävällä periodilla. Tämä saattaa johtua niin sanotusta yliso-

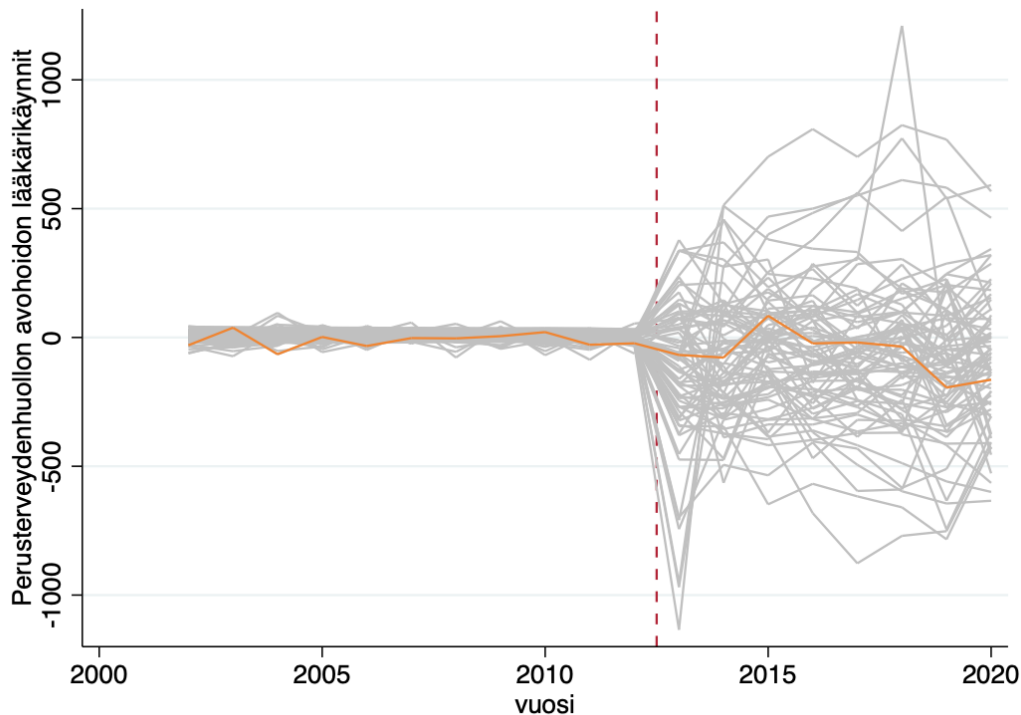
vittamisesta.



Kuvio 10: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit

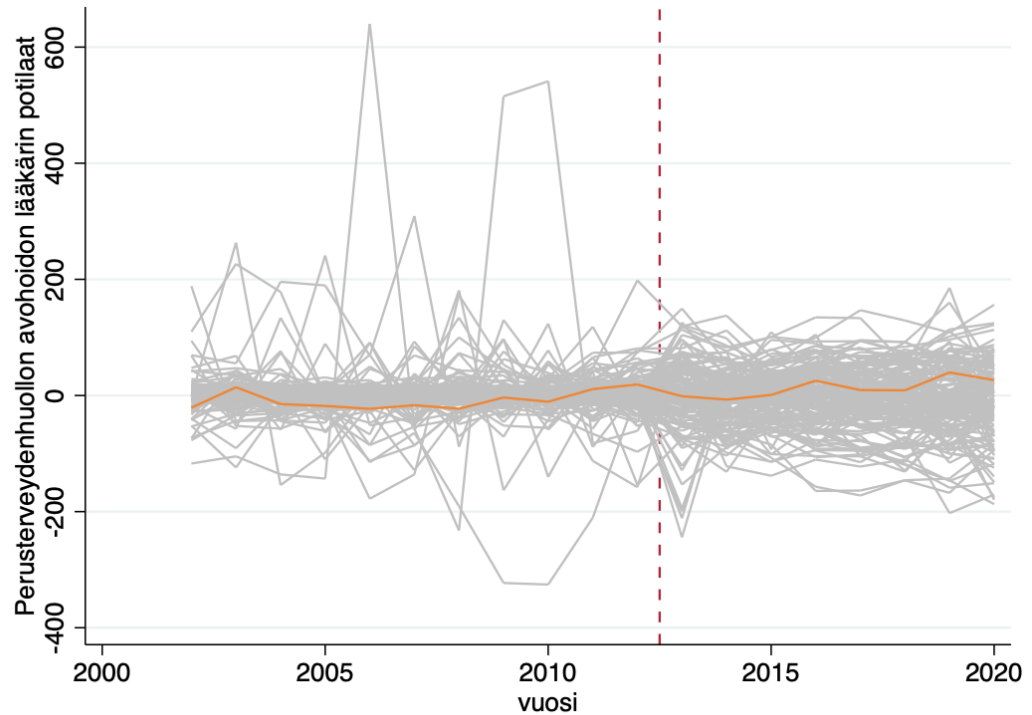


Kuvio 11: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit (pois luki-
kien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsin-
gin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)

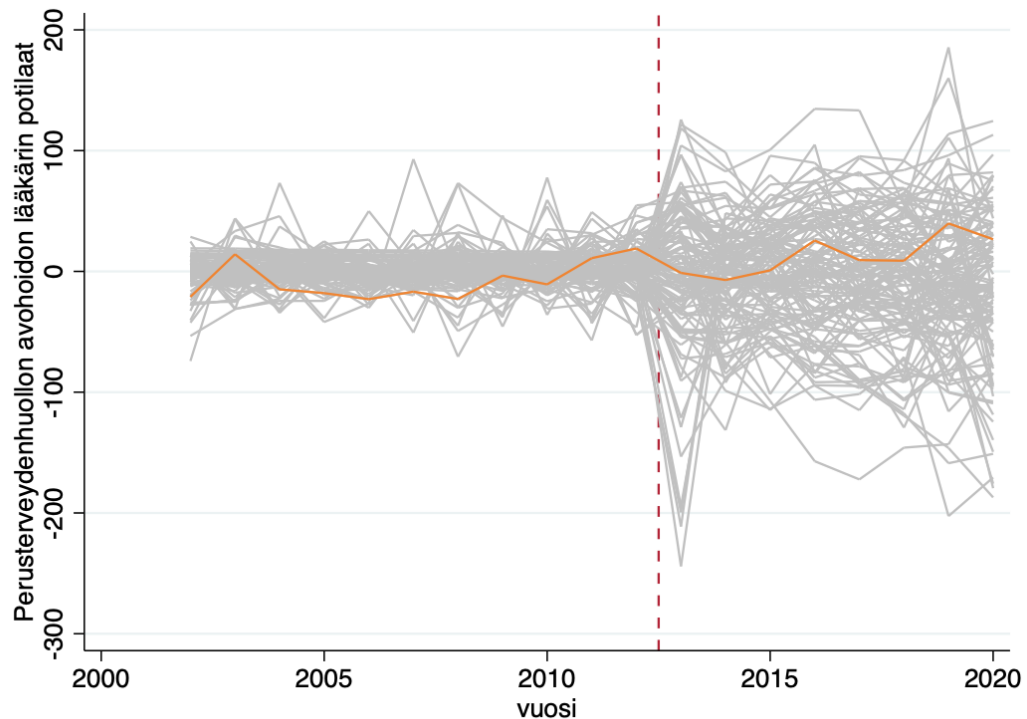


Kuvio 12: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit (pois lukiennittämättömien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)

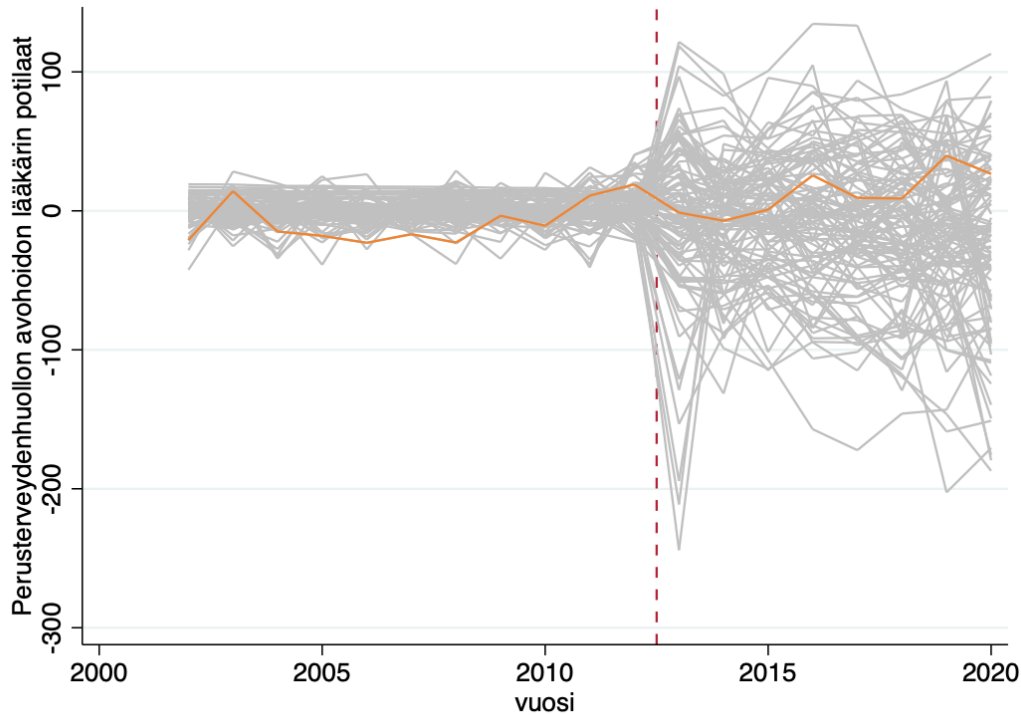
Kuvioissa 13–15 on plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaista. Ensimmäisessä näistä, kuviossa 13, näytetään kaikkien kontrollikuntien kuvaajat osana kuviota. Kuviossa 14 joukosta on rajattu pois ne, joiden käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna. Kuviossa 15 joukosta on rajattu pois kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna. Kuten perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynneissä, myös lääkärin potilaissa Helsingillä havaitut efektit eivät näytä poikkeavan normaalista vaihtelusta. Helsingin kehitys ei ole mitenkään poikkeuksellinen muiden plaseboestimaattien kehitykseen verrattuna. Plaseboestimaatit asettuvat nollan molemmin puolin melko tasaisesti ja ne ovat keskimäärin nollassa, mikä puoltaa menetelmän luotettavuutta, samoin kuin lääkärikäyntien tapauksessa. Plaseboestimaattien hajonta kasvaa merkittävästi käsittelyn jälkeen mahdollisesti niin kutsutun ylisovittamisen takia, kuten lääkärikäyntien tapauksessa.



Kuvio 13: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat

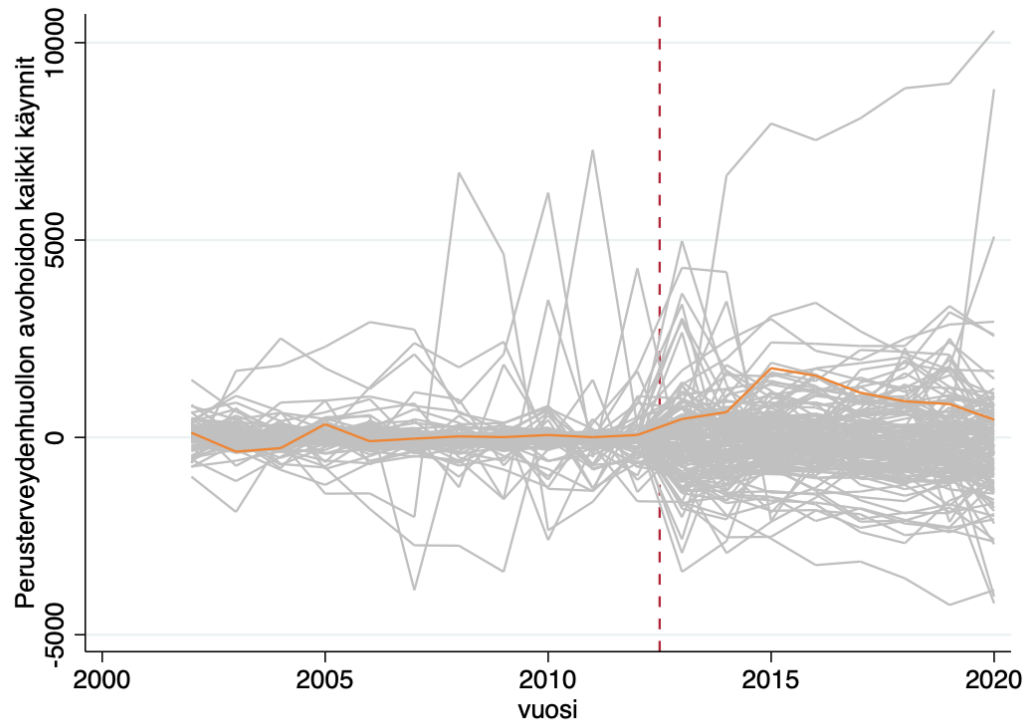


Kuvio 14: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)

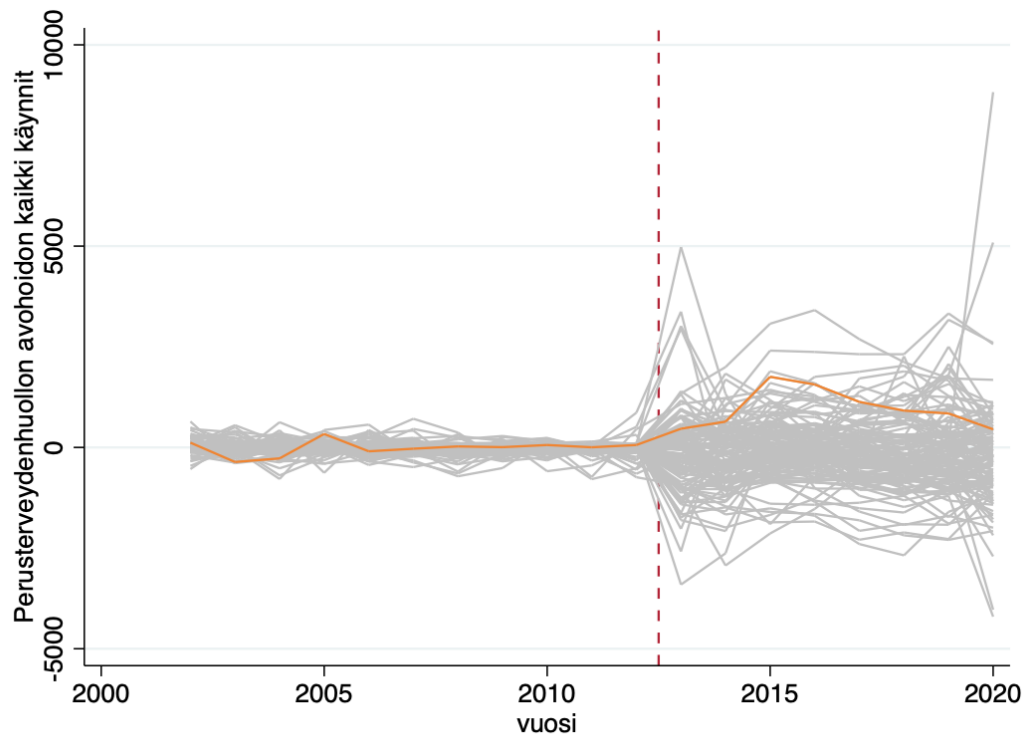


Kuvio 15: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat (pois lukiokunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)

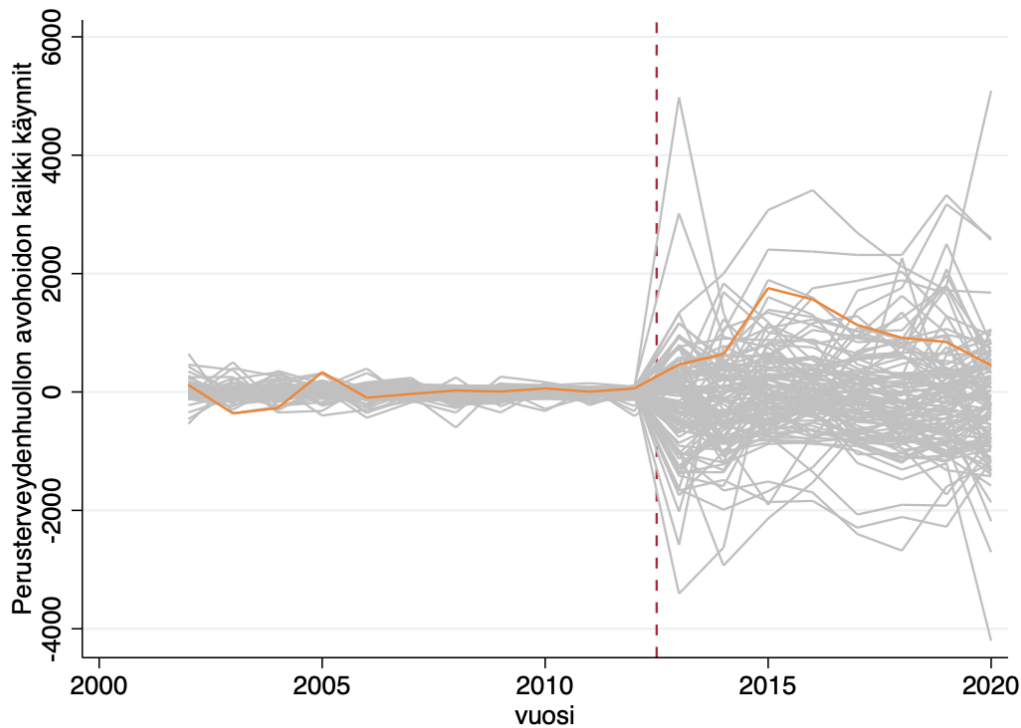
Kuvioissa 16–18 on plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikista käynneistä. Ensimmäisessä näistä, kuviossa 16, näytetään kaikkien kontrollikuntien kuvaajat osana kuviota. Kuviossa 17 joukosta on rajattu pois ne, joiden käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna. Kuviossa 18 joukosta on rajattu pois kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna. Helsingin perusterveydenhuollon avohoidon kaikissa käynneissä havaitut efektit näyttävät poikkeavan normaalista vaihtelusta. Helsingin kehitys uudistuksen jälkeen on selkeästi plaseboestimaattien vaihtelun ylärajalla, vaikka hajonta käsittelyperiodin jälkeen on myös tässä huomattavasti suurempaa kuin sitä ennen mahdollisesti ylisovittamisen takia. Kontrollikuntien plaseboestimaatit ovat nollan molemmiin puolin keskimäärin nollassa, mikä puoltaa menetelmän luotettavuutta, kuten aikaisemmin. Vaikka hajonta kasvaakin käsittelyn jälkeen, Helsingin kehityksessä havaitun ilmiön vahvuuden takia vaikutus on mahdollista arvioida normaalivaihtelusta poikkeavaksi.



Kuvio 16: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit



Kuvio 17: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)

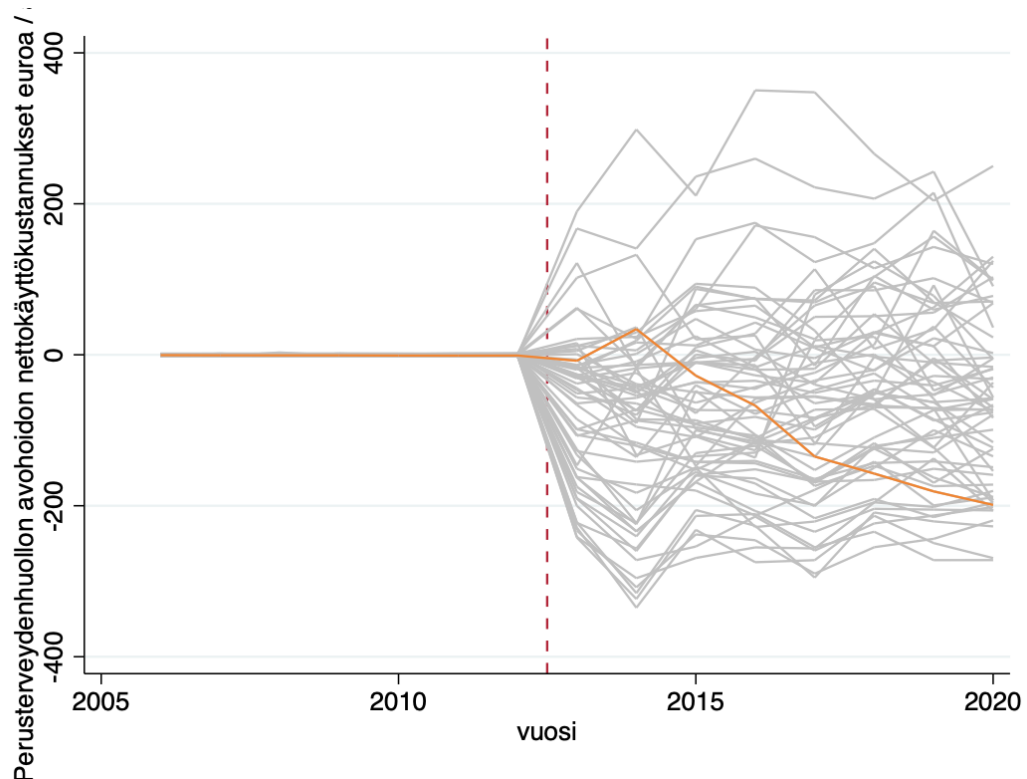


Kuvio 18: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit (pois lukiokunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)

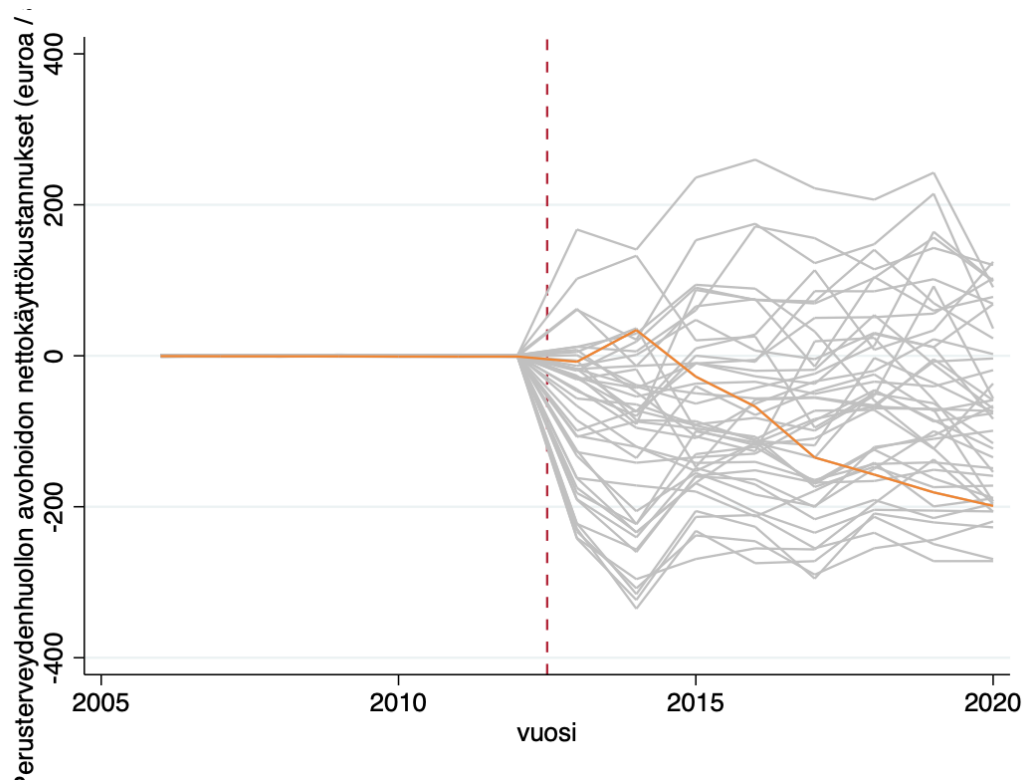
Kuvioissa 19–21 on plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannuksista. Ensimmäisessä näistä, kuviossa 19, näytetään kaikkien kontrollikuntien kuvaajat osana kuviota. Kuviossa 20 joukosta on rajattu pois ne, joiden käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna. Kuviossa 21 joukosta on rajattu pois kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna. Helsingissä havaitut efektit eivät poikkea normaalista vaihtelusta, sillä Helsingin kehitys ei poikkea millään tavalla plaseboestimaateista. Plaseboestimaatit ovat nollan molemmin puolin keskimäärin nollassa, mikä puoltaa menetelmän luotettavuutta. Etenkin nettokäyttökustannuksien tapauksessa ylisovittamisen todennäköisyys on silmiinpistävä: plaseboestimaattien hajonta on merkittävästi suurempaa käsittelyn jälkeisellä periodilla kuin käsittelyä edeltävällä periodilla.



Kuvio 19: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas)



Kuvio 20: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas) (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)



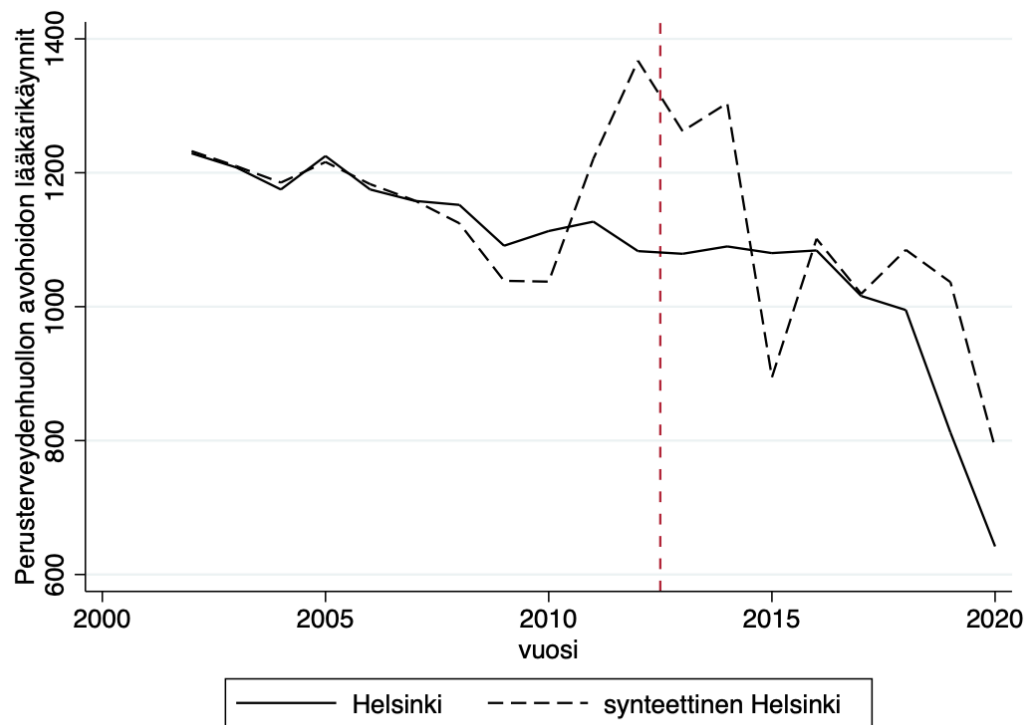
Kuvio 21: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas) (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään kaksinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna)

7.2 Varhennustesti (engl. *backdating*)

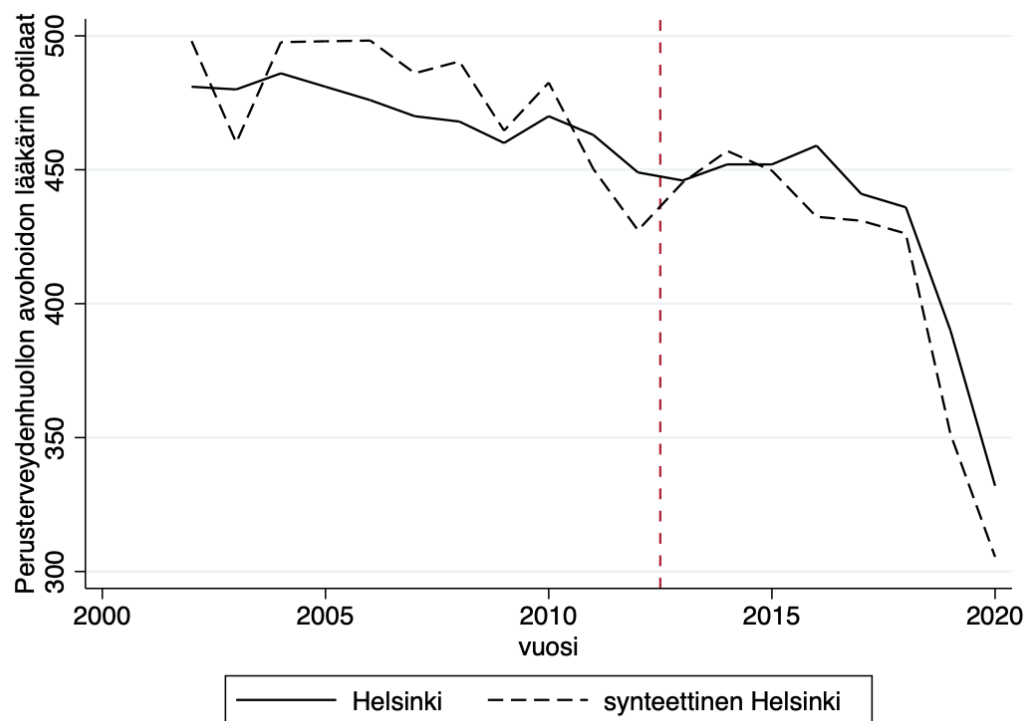
Varhennustestissä tutkitaan, onko käsittelyperiodiksi asetetulla ajankohdalla vaikutusta havaittuihin muutoksiin outcome-muuttujissa. Käytännössä käsittelyn ajankohtaa aikaistetaan, jonka jälkeen tarkastellaan, havaitaanko erilaista vaikutusta kuin oikeana ajankohtana on havaittu. Mikäli vaikutus muuttuu merkitsevästi eli testi estimoisi vaikutuksen siellä missä sitä ei pitäisi olla, viittaa se siihen, että vaikutus on heikko tai sitä ei ole. Mikäli testi säilyttää kuvaajan samankaltaisena kuin alkuperäisissä kuvaajissa, eikä esimerkiksi estimoivaiikutusta aiemmin kuin käsittely on tapahtunut, on vaikutus robusti ja tämä tarkastelu siten vahvistaa aiempaa löydöstä. Tällöin testi lisää luottamusta synteettisen kontrollimenetelmän estimaattoriin, sillä synteettinen kontrollimenetelmä pysyy toisintamaan käsittely-yksikön outcome-muuttujan kehityskulun ennen käsittelyä. Seuraavissa käyntien ja potilasmäärien varhennustesteissä on käsittelyperiodi varhennettu viidellä vuodella vuodesta 2013 vuoteen 2008. Nettokäyttökustannuksien varhennustesteissä käsittelyperiodi on varhennettu ainoastaan kolmella vuodella vuoteen 2010, koska saatavilla ei ole yhtä kattavaa aineistoa.

Kuviossa 22 on varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynneistä. Sekä käsittelykunnan että synteettisen kunnan kokonaistrendit ovat samankaltaiset kuin varsinaisessa kuvaajassa. Varhennustesti estimoivaiikaikaisen kasvun synteettisen kontrollikunnan lääkärikäyntien määrässä vuosina 2010–2014, jonka jälkeen se palaa hyvin lähelle alkuperäistä estimoitua tasoa. Myös oikeassa kuvaajassa tuona ajanjaksona on havaittavissa pieni kasvu synteettisen kontrollin lääkärikäyntien määrässä, mutta varhennustesti selkeästi yliarvioi tuon vaikutuksen. Koska kokonaistrendi on kuitenkin samanlainen kuin alkuperäisessä kuvaajassa, ei varhennustesti heikennä alkuperäisen tuloksen luotettavuutta merkittävästi. Kuviossa 23 on varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaista. Kuvaaja on lähes identtinen oikean kuvaajan kanssa, joten varhennustesti vahvistaa alkuperäisen tuloksen. Kuviossa 24 on varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikista käynneistä. Käsittelyajankohdan varhennus aiheuttaa synteettisessä kontrollikunnassa näkyvän kaikkien käyntien vähenemisen aikaistumisen vuoteen 2010, kun varsinaisessa kuviossa muutos nähtiin vasta kokeilun alettua vuonna 2013. Tämä herättää epäilyksiä alkuperäisen tuloksen luotettavuudesta. Kuviossa 25 on varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannuksista. Käsittelykunnan ja synteettisen kontrollikunnan kehitykset alkavat erkaantua hieman jo ennen käsittelyn alkamista. Suuri vaikutus näkyy kuitenkin oikea-aikaisesti vuoden 2015 läheisyydessä.

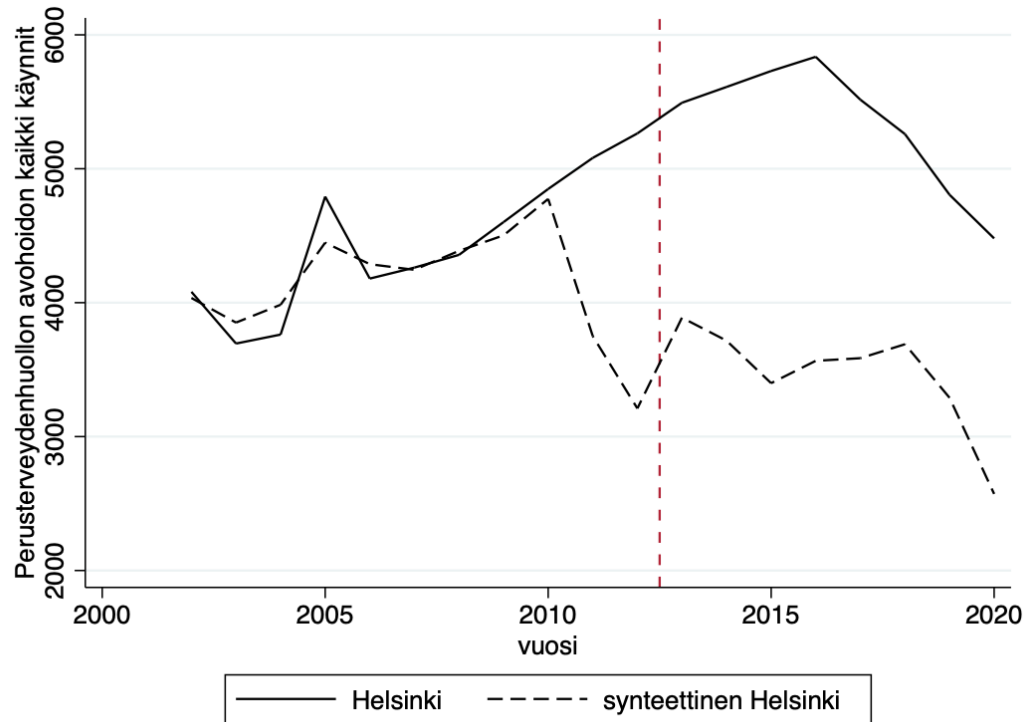




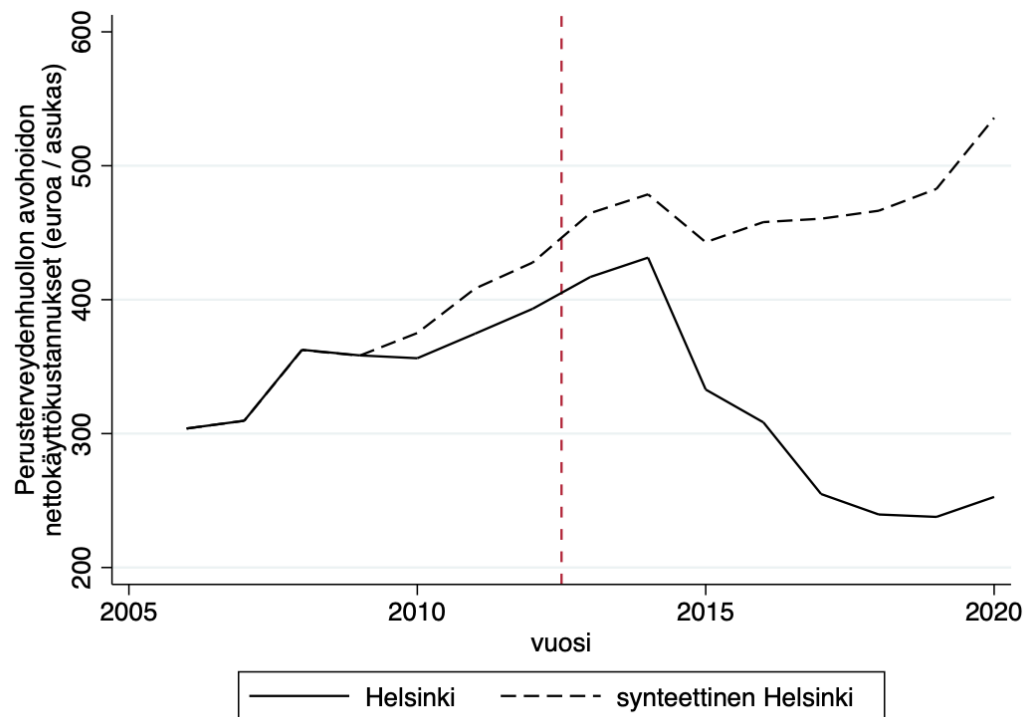
Kuvio 22: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit



Kuvio 23: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat



Kuvio 24: Varhennustesti perusterveys- ja avohoidon kaikki käynnit



Kuvio 25: Varhennustesti perusterveys- ja avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas)

8 SISÄINEN JA ULKOINEN VALIDITEETTI

Tutkimuksen sisäinen validiteetti kuvaa, kuinka hyvä tutkimusasetelma on ja kuinka hyvin se tutkii tutkimuskysymystä. Toisin sanoen, sisäinen validiteetti kuvaa tutkimuksen luotettavuutta. (Angrist & Pischke 2008, 151). Tämän tutkimuksen asetelma on haastava, koska käsittelyn saa ainoastaan yksi kunta, ja koska Helsinki poikkeaa ominaisuuksiltaan muista Suomen kunnista. On siis tärkeää arvioida, voiko synteettinen kontrolli olla mitenkään pätevä Helsingille.

Synteettisen kontrollimenetelmän yksi parhaista puolista on se, että ottamalla mukaan useampia kontrolliyksiköitä donor poolista saadaan poikkeavallekin käsittely-yksikölle luotua ominaisuuksiltaan sopiva kontrolliyksikkö. Kuten liitteen A kuvioista huomataan, voi synteettisen kontrollimenetelmän muodostaman kontrolliyksikön vastaavuus olla jopa parempi kuin esimerkiksi Espoon, Tampereen, Vantaan, Oulun tai Turun vastaavuus yksinään. Liitteessä C on raportoitu tulokset ja robustisuustarkastelut käyttäen donor poolissa ainoastaan kontrollikuntien donor poolista 15 väestöltään suurinta kuntaa⁶. Saadut tulokset ja robustisuustarkastelut ovat samankaltaisia kuin kaikkien kuntien analyysissä. Liitteen C tarkastelu ainoastaan suurimpien kuntien kanssa tukee tulosten robustisuutta, koska käsittelyä edeltävän periodin ylisovittamisen riski on pienempi, kun käytetään vain suurimpia kuntia (Abadie 2021, 398–401). Tämä johtuu siitä, että vaste muuttujan satunnaisvaihtelu on luontaisesti pienempää isommissa kunnissa. Kuten alaluvussa 5.2, voineen todeta synteettisen kontrollimenetelmän soveltuvan tähän tutkimusasetelmaan hyvin.

Tässä tutkimuksessa tarkastelluista tuloksista robusteimmilta vaikuttavat perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaiden määrää koskevat tulokset. Perusterveydenhuollon avohoidon kaikkien käyntien määrää koskevia tuloksia toisaalta vahvistaa plasebotestin tulos ja toisaalta haastaa varhennustestin tulos. Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäyntien tulokset näyttävät suurilta osin robusteilta, mutta huomattavaa vaikutusta ei havaita kuten ei myöskään lääkärin potilaiden määrässä. Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannuksiin liittyviin tuloksiin sisältyy eniten epävarmuutta, eikä tuloksia siten voida pitää luotettavina. Tässä tutkielmassa käytettyihin vastemuuttujiin sisältyy todennäköisesti myös sellaisia lääkärikäyntejä, joihin

⁶ Kontrollikuntien donor poolin väestöltään suurimmat 15 kuntaa ovat Espoo, Tampere, Vantaa, Oulu, Turku, Jyväskylä, Pori, Kouvola, Joensuu, Lappeenranta, Hämeenlinna, Vaasa, Seinäjoki, Mikkeli ja Kotka.

terveyskeskusmaksun muutos ei ole vaikuttanut. Näihin kuuluvat ainakin kouluterveydenhuollon, opiskeluterveydenhuollon ja neuvoloiden käynnit. Tämä saattaa heikentää tutkimuksen luotettavuutta.

Mikäli tutkimuksen voidaan todeta olevan sisäisesti validi, voidaan tarkastella myös tutkimuksen ulkoista validiteettiä. Ulkoinen validiteetti taas kuvaa sitä, kuinka hyvin tutkimuksen tulokset pätevät koeasetelman ulkopuolella. Tutkimuksen ulkoiseen validiteettiin vaikuttaa olennaisesti esimerkiksi se, onko tutkimukseen valikoitunut joukko edustava otos koko populaatiosta vai esiintyykö siinä jonkinlaista vinoumaa. Ulkoinen validiteetti kertoo siis tutkimuksen tuloksien yleistettävyydestä tutkitavan populaation ulkopuolelle. (Angrist & Pischke 2008, 151). Tämän tutkimuksen tapauksessa voidaan tarkastella sitä, kuinka hyvin saadut tulokset mahdollisesti soveltuisivat esimerkiksi muihin Suomen kuntiin ja maailmalle.

Koska Helsinki on muuhun Suomeen verrattuna melko erilainen, tuloksien yleistäminen muihin kuntiin ei välttämättä ole suoraviivaista. Toisaalta terveydenhuoltojärjestelmän osalta tulokset voivat olla vertailukelpoisempia kuin esimerkiksi ulkomaille. Myös Suomi maana poikkeaa muista maista muun muassa ikäjakauman osalta, minkä takia tuloksien ulkomaille yleistäminen ei ole aivan ongelmaton. Toisaalta Helsinki on ehkä saman tapainen kuin muut eurooppalaiset pääkaupungit, joihin tutkimuksen tulokset saatetaan voida yleistää.



9 YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkielman tarkoitus oli selvittää, miten terveyskeskusmaksujen poistaminen Helsingissä on vaikuttanut perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaiden, lääkärikäyntien ja kaikkien käyntien määrään sekä perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannuksiin. Menetelmänä käytettiin synteettistä kontrollimenetelmää. Tutkielmassa tarkasteltiin keskeistä teoriaa sekä aikaisempaa tutkimusta sosiaali- ja terveydenhuollon palveluiden asiakasmaksujen poistamisen vaikutuksista.

Tutkielmassa havaitaan, että kaikki avohoidon käynnit lisääntyvät Helsingissä reformin seurauksena, mutta lääkärikäynneissä ja kustannuksissa ei näy muutosta verrattuna synteettiseen kontrollikuntaan. Tulokset viittaavat siihen, että maksun poisto olisi lisännyt käyntejä hoitajalla ilman, että lääkärikäynnit tai lääkärin potilaiden määrä olisivat lisääntyneet. Tämä voi selittyä sillä, että ennen lääkärikäyntejä tehtävä palvelutarpeen arviointi onnistuu hyvin välttämään turhat lääkärikäynnit, vaikka terveyskeskusmaksuja ei olisi. Kustannukset näyttäisivät estimaattien mukaan vähenevän uudistuksen seurauksena, mitä voidaan pitää odottamattomana havaintona. Havainnon validiteettia voidaan kuitenkin kyseenalaistaa.

Tutkimuksen asetelma ei ole ideaali, koska käsittelyryhmään kuuluu vain yksi kunta, joka kaiken lisäksi poikkeaa merkittävästi muista Suomen kunnista. Tämä asettaa haasteita tulkintojen tekemiselle tutkimustuloksista. Tulosten luotettavuuden arvioimiseksi toteutettiin useita robustisuustarkasteluja, joiden tulokset ovat raportoitu luvussa 7. Tuloksista robusteimmilta vaikuttavat perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaiden määrää koskevat tulokset. Perusterveydenhuollon avohoidon kaikkien käyntien määrää koskevia tuloksia toisaalta vahvistaa plasebotestin tulos ja toisaalta haastaa varhennustestin tulos. Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäyntien tulokset näyttävät suurilta osin robusteilta, mutta huomattavaa vaikutusta ei havaita kuten ei myöskään lääkärin potilaiden määrässä. Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannuksiin liittyviin tuloksiin sisältyy eniten epävarmuutta, eikä tuloksia siten voida pitää luotettavina.

Johtuen mahdollisista validiteettiongelmista, politiikkasuositusten antamisessa tämän tutkielman perusteella tulee noudattaa varovaisuutta. Saatujen tulosten, joiden mukaan reformilla ei olisi ollut vaikutuksia lääkärikäynteihin, perusteella näyttää kuitenkin siltä, että uudistuksen seurauksena ei tapahtunut suurta kysynnän lisäystä, jota olisi voitu pelätä palvelun muuttuessa ilmaiseksi. Tässä valossa terveyskeskusmaksun poistaminen saattaa siis olla optimaalista politiikkaa, jos siten saadaan vähennettyä vähävaraisten

ihmisten taloudellisia vaikutuksia ilman, että terveydenhuollon palveluiden kysynnän määrä kasvaisi räjähdysmäisesti. Tutkielmassa saadut tulokset eivät siis ainakaan tue sitä väitettä, että terveyskeskusmaksun poistolla olisi erityisen haitallisia vaikutuksia.



LÄHTEET

- Abadie, A. (2021) Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects. *Journal of Economic Literature*, Vol. 59, No. 2.
- Abadie, A. – Diamond, A. – Hainmueller, J. (2010) Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 105, No. 490.
- Abadie, A. – Gardeazabal, J. (2003) The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *American Economic Review*, Vol. 93, No. 1.
- Angrist, J. D. – Pischke, J.-S. (2008) Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion. *Princeton University Press, Princeton*.
- Aron-Dine, A. – Einav, L. – Finkelstein, A. (2013). The RAND Health Insurance Experiment, Three Decades Later. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 27, No. 1.
- Baicker, K. – Goldman, D. (2011) Patient Cost-Sharing and Healthcare Spending Growth. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 25, No. 2.
- Beck Olsen, C. – Melberg, H. O. (2018) Did adolescents in Norway respond to the elimination of copayments for general practitioner services? *Health Economics*, Vol. 27, No. 7.
- Card, D. – Dobkin, C. – Maestas, N. (2008) The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare. *American Economic Review*, Vol. 98, No. 5.
- Chandra, A. – Flack, E. – Obermeyer, Z. (2021) The Health Costs of Cost-Sharing. *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series*, Working Paper No. 28439.
- Chandra, A. – Gruber, J. – McKnight, R. (2012) The Impact of Patient Cost-Sharing on the Poor: Evidence from Massachusetts. *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series*, Working Paper No. 18023.
- Chandra, A. – Gruber, J. – McKnight, R. (2010) Patient Cost-Sharing and Hospitalization Offsets in the Elderly. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 1.
- Bagwell, K. – Riordan, M. H. (1991) High and Declining Prices Signal Product Quality. *American Economic Review*, Vol. 81, No. 1.
- Einav, L. – Finkelstein, A. (2018) Moral Hazard in Health Insurance: What We Know and How We Know It. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 16, No. 4.

- Feng, J. – Song, H. – Wang, Z. (2020) The elderly's response to a patient cost-sharing policy in health insurance: Evidence from China. *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 169.
- Finkelstein, A. – Taubman, S. – Wright, B. – Bernstein, M. – Gruber, J. – Newhouse, J. P. – Allen, H. – Baicker, K. – Oregon Health Study Group (2012). The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 127, No. 3.
- Finlex 1326/2010: Terveysturvallisuuslaki.
- Finlex 616/2021: Laki sosiaali- ja terveysturvallisuutta ja pelastustoimeenpanon toimeenpanosta ja sitä koskevan lainsäädännön voimaantuloa.
- Finlex (734/1992): Asiakasmaksulaki.
- Finlex (912/1992): Asiakasmaksuasetus.
- Fukushima, K. – Mizuoka, S. – Yamamoto, S. – Iizuka, T. (2016) Patient cost sharing and medical expenditures for the Elderly. *Journal of Health Economics*, Vol. 45.
- Garner, P. (1989) The Bamako Initiative. Financing health in Africa by selling drugs. *BMJ*, Vol. 299.
- Gilson, L. – McIntyre, D. (2005) Removing user fees for primary care in Africa: the need for careful action. *BMJ*, Vol. 331.
- Gilson, L. (1997) The Lessons of User Fee Experience in Africa. *Health Policy and Planning*, Vol.12, No. 3.
- Hadley, M. (2011) Does increase in utilisation rates alone indicate the success of a user fee removal policy? A qualitative case study from Zambia. *Health Policy*, Vol. 103, No. 2–3.
- Han, H.-W. – Lien, H.-M. – Yang, T.-T. (2020) Patient Cost-Sharing and Healthcare Utilization in Early Childhood: Evidence from a Regression Discontinuity Design. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 12, No. 3.
- Hangoma, P. – Robberstad, B. – Aakvik, A. (2018) Does Free Public Health Care Increase Utilization and Reduce Spending? Heterogeneity and Long-Term Effects. *World Development*, Vol. 101.
- Helsingin kaupunki (2012) Helsingin kaupunginvaltuuston päätös 28.11.2012 <https://www.hel.fi/static/public/hela/Kaupunginvaltuusto/Suomi/Paatokset/2012/Halke_2012-11-28_Kvsto_20_Pk/3204BB42-60EE-4AA6-B512-BEDFD842F6FB/Kaupunginvaltuusto_poytakirja_28112012-20_julkine.pdf>, haettu 8.11.2021.



- Helsingin kaupunki (2016) Helsingin kaupungin pöytäkirja 4/2016 1.2.2016. <https://www.hel.fi/static/public/hela/Kaupunginhallitus/Suomi/Paatoshistoria/2016/Kanslia_2016-02-01_Khs_4_Pk/7DF829BB-71FD-4448-9F55-551927BF0F4B/Sosiaali-ja_terveydenhuollon_asiakas-ja_potilasm.html>, haettu 8.11.2021.
- Helsingin kaupunki (2018) Helsingin kaupunginvaltuuston päätös 13.6.2018. <https://www.hel.fi/static/public/hela/Kaupunginvaltuusto/Suomi/Paatokset/2018/Keha_2018-06-13_Kvsto_12_Pk/6DC7AB32-AAA1-C9D7-862D-64360DE00000/Kaupunginvaltuusto_poytakirja_13062018-12_julkinen.pdf>, haettu 8.11.2021.
- Johansson, N. – Jakobsson, N. – Svensson, M. (2019) Effects of primary care cost-sharing among young adults: varying impact across income groups and gender. *European Journal of Health Economics*, Vol. 20.
- Kiil, A. – Houlberg, K. (2014) How does copayment for health care services affect demand, health and redistribution? A systematic review of the empirical evidence from 1990 to 2011. *European Journal of Health Economics*, Vol. 15, No. 8.
- King, G. – Gakidou, E. – Imai, K. – Lakin, J. – Moore, R. T. – Nall, C. – Ravishankar, N. – Vargas, M. – Téllez-Rojo, M. M. – Hernández Ávila, J. E. – Hernández Ávila, M. – Hernández Llamas, H. (2009) Public policy for the poor? A randomised assessment of the Mexican universal health insurance programme. *Lancet*, Vol. 373, No. 9673.
- Klavus, J. – Pekurinen, M. – Järvelin, J. – Mikkola, H. (2004) Asiakasmaksut terveydenhuollon rahoituksessa. *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, Vol. 100, No. 4.
- Kondo, A. – Shigeoka, H. (2013) Effects of universal health insurance on health care utilization, and supply-side responses: Evidence from Japan. *Journal of Public Economics*, Vol. 99.
- Lépine, A. – Lagarde, M. – Le Nestour, A. (2018) How Effective and Fair Is User Fee Removal? Evidence from Zambia Using a Pooled Synthetic Control. *Health Economics*, Vol. 27, No. 3.
- Lohr, K. N. – Brook, R. H. – Kamberg, C. J. – Goldberg, G. A. – Leibowitz, A. – Keeseey, J. – Reboussin, D. – Newhouse, J. P. (1986) Use of Medical Care in the Rand Health Insurance Experiment: Diagnosis- and Service-Specific Analyses in a Randomized Controlled Trial. *Medical Care*, Vol. 24, No. 9, Supplement.

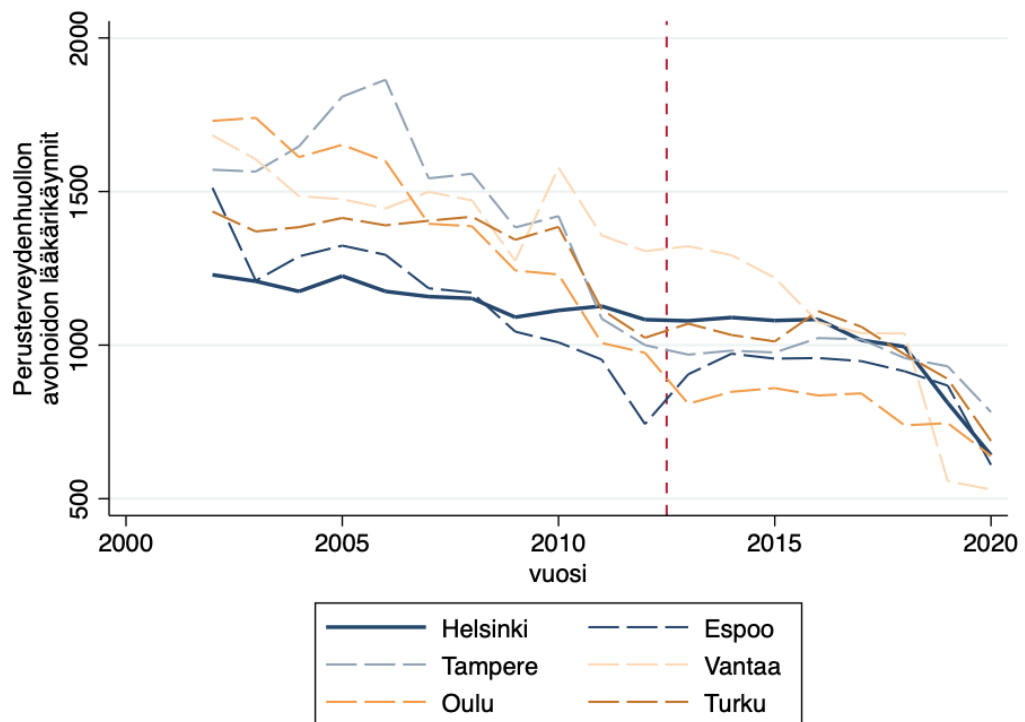
- Magnussen Landsem, M.– Magnussen, J. (2018) The effect of copayments on the utilization of the GP service in Norway. *Social Science & Medicine*, Vol. 205.
- McPake, B. – Brikci, N. – Cometto, G. – Schmidt, A. – Araujo, E. (2011) Removing user fees: learning from international experience to support the process. *Health Policy and Planning*, Vol. 26, No. 2.
- Nilsson, A. – Paul, A. (2018). Patient cost-sharing, socioeconomic status, and children's health care utilization. *Journal of Health Economics*, Vol. 59.
- Nolan, A. (2008) Evaluating the impact of eligibility for free care on the use of general practitioner (GP) services: A difference-in-difference matching approach. *Social Science & Medicine*, Vol. 67, No. 7.
- Nolan, A. – Layte, R. (2017) The impact of transitions in insurance coverage on GP visiting among children in Ireland. *Social Science & Medicine*, Vol. 180.
- Oster, S. M. (1995) Strategic management for Nonprofit Organizations: Theory and cases. *Oxford University Press*.
- Remmerswaal, M. – Boone, J. – Bijlsma, M. – Douven, R. (2019) Cost-sharing design matters: A comparison of the rebate and deductible in healthcare. *Journal of Public Economics*, Vol. 170.
- Schreyögg, J. – Grabka, M. M. (2010) Copayments for ambulatory care in Germany: a natural experiment using a difference-in-difference approach. *European Journal of Health Economics*, Vol. 11.
- Seppälä, T. – Pekurinen, M. (2014) Sosiaali- ja terveydenhuollon keskeiset rahavirrat. *Terveyden ja hyvinvoinnin laitos*, 2014.
- Shigeoka, H. (2014) The Effect of Patient Cost Sharing on Utilization, Health, and Risk Protection. *American Economic Review*, Vol. 104, No. 7.
- Sosiaali- ja terveysministeriö (2021) Asiakasmaksulain uudistus. <<https://stm.fi/asiakasmaksulain-uudistus>>, haettu 2.7.2021
- Tanaka, S. (2014) Does Abolishing User Fees Lead to Improved Health Status? Evidence from Post-apartheid South Africa. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 6, No. 3.
- Tervola, J. – Heino, P. (2020) Onko yhdistetyssä terveydenhuollon maksukatossa järkeä? Vaikutusarvio eri vaihtoehtoista. *Terveyden ja hyvinvoinnin laitos*, 2020.
- Tervola, J. – Haaga, T. – Ilmarinen, K. (2019) Terveydenhuollon asiakasmaksujen alueellinen vaihtelu Suomessa. *Terveyden ja hyvinvoinnin laitos*, 2019.



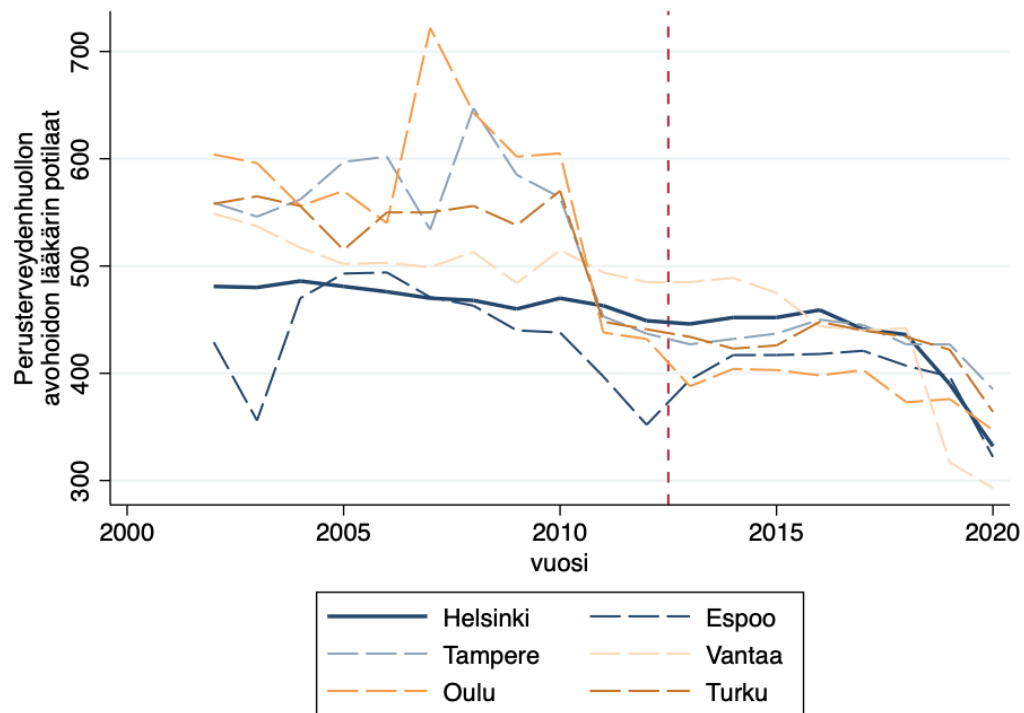
- Thaler, R. (1980) Toward a Positive Theory of Consumer Choice. *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 1, No. 1.
- Vaalavuo, M. (toim.) – Hetemaa, T. – Ilmarinen, K. – Kapiainen, S. – Keskimäki, I. – Koivusalo, M. – Korajoki, M. – Linnosmaa, I. – Liukko, E. – Moisio, P. – Mukkila, S. – Parhiala, K. – Peltola, M. – Reissell, E. – Tynkkynen, L. (2018) Sosiaali- ja terveydenhuollon asiakasmaksujen kohdentuminen, vaikutukset ja oikeudenmukaisuus. *Valtioneuvoston selvitys- ja tutkimustoiminnan julkaisusarja* 30/2018.

LIITE A: SUURIMPIEN KUNTIEN VERTAILU

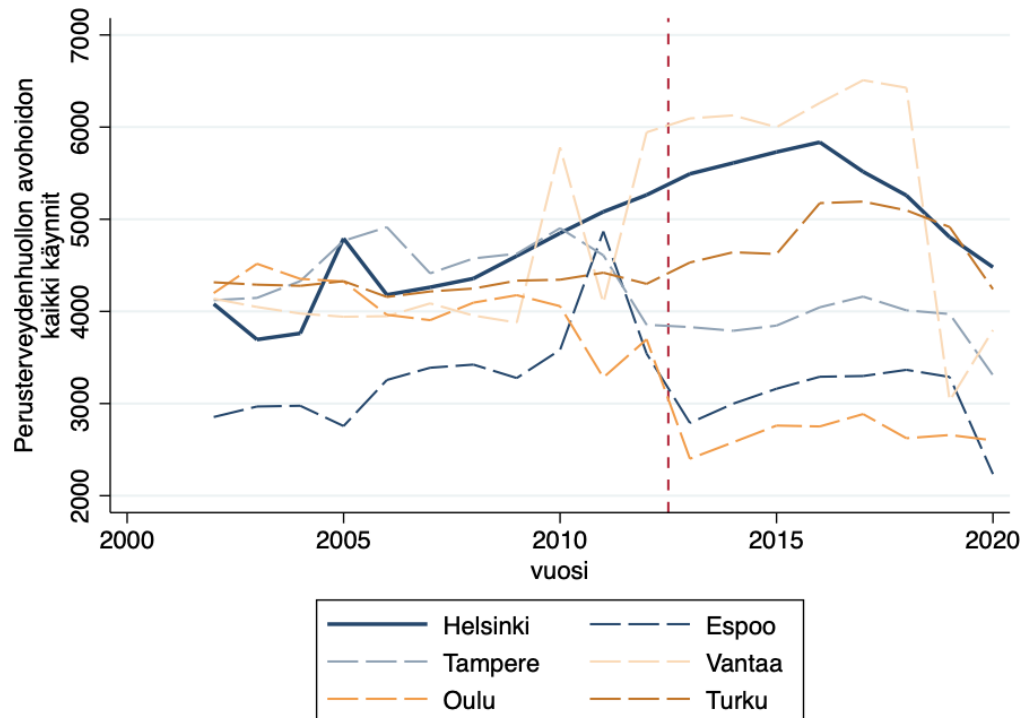
Seuraavat kuviot havainnollistavat, miten Helsingin kehitys vertautuu Espoon, Tampereen, Vantaan, Oulun ja Turun kehitykseen. Nämä kunnat ovat valittu vertailuun, koska niiden voisi ajatella olevan kaikista Suomen kunnista eniten Helsingin kanssa samankaltaisia. Huomataan, että yksikään vertailussa olevista kunnista ei kehity yhtä samankaltaisesti Helsingin kanssa kuin päätuloksissa esitetty synteettinen kontrollikunta.



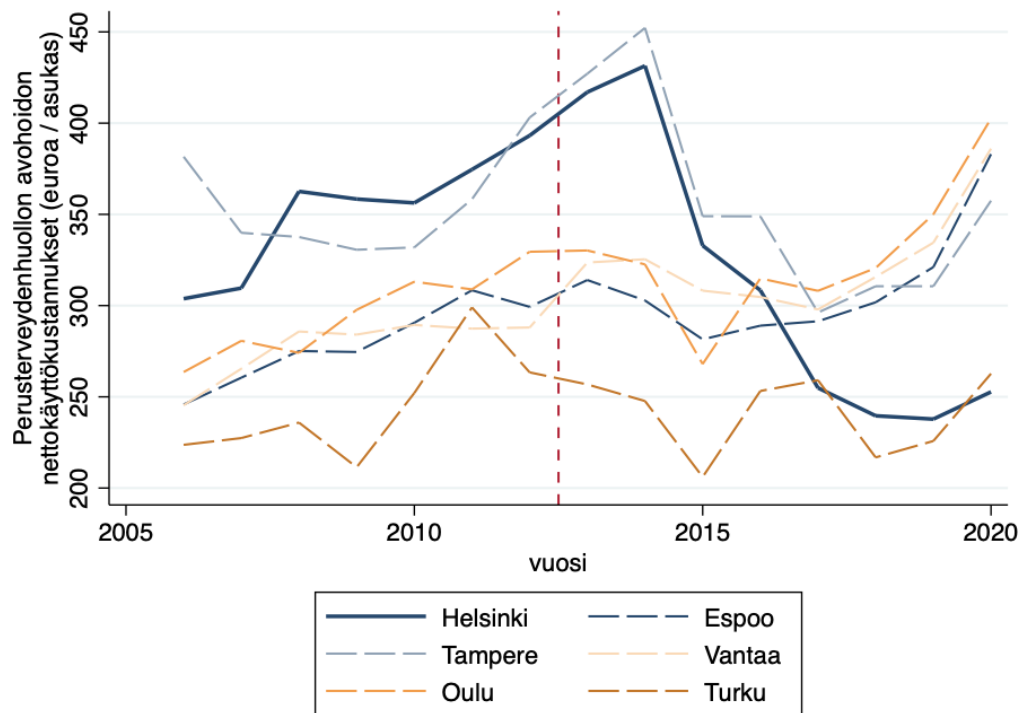
Kuvio A1: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit, Helsinki, Espoo, Tampere, Vantaa, Oulu ja Turku



Kuvio A2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat, Helsinki, Espoo, Tampere, Vantaa, Oulu ja Turku



Kuvio A3: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit, Helsinki, Espoo, Tampere, Vantaa, Oulu ja Turku



Kuvio A4: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas), Helsinki, Espoo, Tampere, Vantaa, Oulu ja Turku

LIITE B: SYNTEETTISTEN KONTROLLIYKSIKÖIDEN PAINOKERTOIMET

kunta	painokerroin
Espoo	.362
Luoto	.275
Pyhtää	.206
Lestijärvi	.118
Paltamo	.038
Iisalmi	.001

Taulukko B1: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäyntien synteettisen kontrollikunnan painokertoimet

kunta	painokerroin
Vantaa	.580
Espoo	.412
Ristijärvi	.008

Taulukko B2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaiden synteettisen kontrollikunnan painokertoimet

kunta	painokerroin
Tornio	.371
Kemi	.253
Lapinjärvi	.224
Pyhtää	.093
Janakkala	.039
Porvoo	.019

Taulukko B3: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikkien käyntien synteettisen kontrollikunnan painokertoimet

kunta	painokerroin
Mikkeli	.296
Pedersören kunta	.045
Ruokolahti	.027
Kaarina	.020

Pertunmaa	.019
Kivijärvi	.018
Suomussalmi	.014
Kauniainen	.010
Ulvila	.010
Iisalmi	.009
Toivakka	.009
Aura	.008
Halsua	.008
Pietarsaari	.008
Sonkajärvi	.008
Alajärvi	.007
Eurajoki	.007
Järvenpää	.007
Rautjärvi	.007
Jyväskylä	.006
Konnevesi	.006
Kurikka	.006
Laukaa	.006
Lieto	.006
Pieksämäki	.006
Pöytyä	.006
Vihti	.006
Hämeenkyrö	.005
Ilomantsi	.005
Kalajoki	.005
Kangasniemi	.005
Karstula	.005
Kemi	.005
Kirkkonummi	.005
Merikarvia	.005
Oripää	.005
Pornainen	.005



Pyhtää	.005
Pyhäjoki	.005
Tampere	.005
Turku	.005
Uurainen	.005
Uusikaarlepyy	.005
Valkeakoski	.005
Vantaa	.005
Akaa	.004
Espoo	.004
Huittinen	.004
Hyvinkää	.004
Inkoo	.004
Joensuu	.004
Joutsa	.004
Kannonkoski	.004
Kauhava	.004
Keitele	.004
Kemiönsaari	.004
Kempele	.004
Kokkola	.004
Kontiolahti	.004
Koski Tl	.004
Kotka	.004
Kouvola	.004
Laihia	.004
Lappeenranta	.004
Lestijärvi	.004
Liperi	.004
Loimaa	.004
Loviisa	.004
Luoto	.004
Muurame	.004

Mäntsälä	.004
Nivala	.004
Nurmes	.004
Oulu	.004
Perho	.004
Petäjävesi	.004
Pielavesi	.004
Pihtipudas	.004
Pirkkala	.004
Pori	.004
Porvoo	.004
Saarijärvi	.004
Siikajoki	.004
Siilinjärvi	.004
Säkylä	.004
Taipalsaari	.004
Tuusula	.004
Vaasa	.004
Vesanto	.004
Vieremä	.004
Virrat	.004
Ylivieska	.004
Eura	.003
Evijärvi	.003
Harjavalta	.003
Heinävesi	.003
Hämeenlinna	.003
Ilmajoki	.003
Isokyrö	.003
Janakkala	.003
Kannus	.003
Kaustinen	.003
Kemijärvi	.003

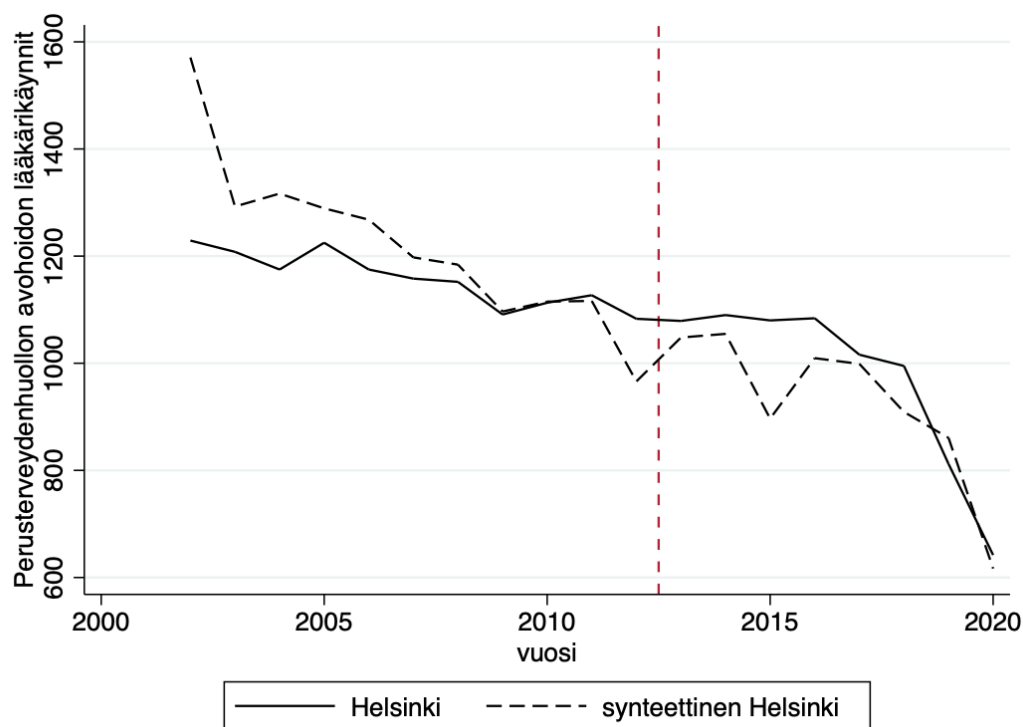


Keminmaa	.003
Kiuruvesi	.003
Kokemäki	.003
Kolari	.003
Lapinjärvi	.003
Lapinlahti	.003
Lapua	.003
Lieksa	.003
Liminka	.003
Lohja	.003
Marttila	.003
Nakkila	.003
Orivesi	.003
Outokumpu	.003
Parikkala	.003
Polvijärvi	.003
Raahe	.003
Raasepori	.003
Rääkkylä	.003
Savitaipale	.003
Seinäjoki	.003
Tervo	.003
Tervola	.003
Tohmajärvi	.003
Toholampi	.003
Tornio	.003
Tyrnävä	.003
Viitasaari	.003
Ylitornio	.003
Enonkoski	.002
Juuka	.002
Kaavi	.002
Luhanka	.002

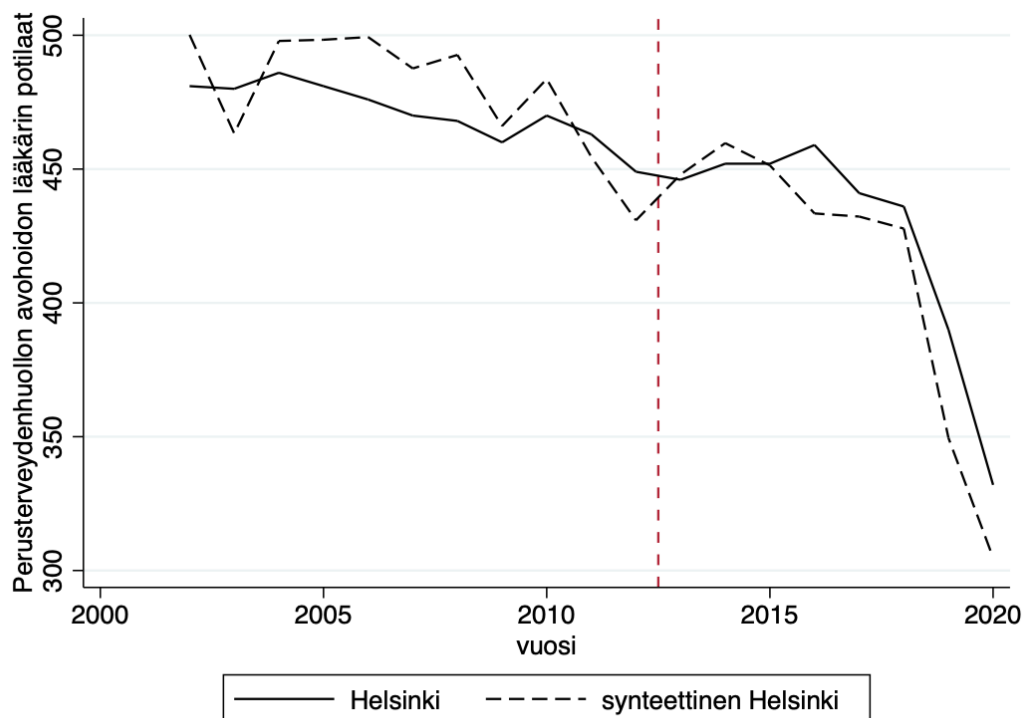
Merijärvi	.002
Puumala	.002
Sievi	.002
Sulkava	.002
Veteli	.002

Taulukko B4: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannusten synteettisen kontrollikunnan painokertoimet

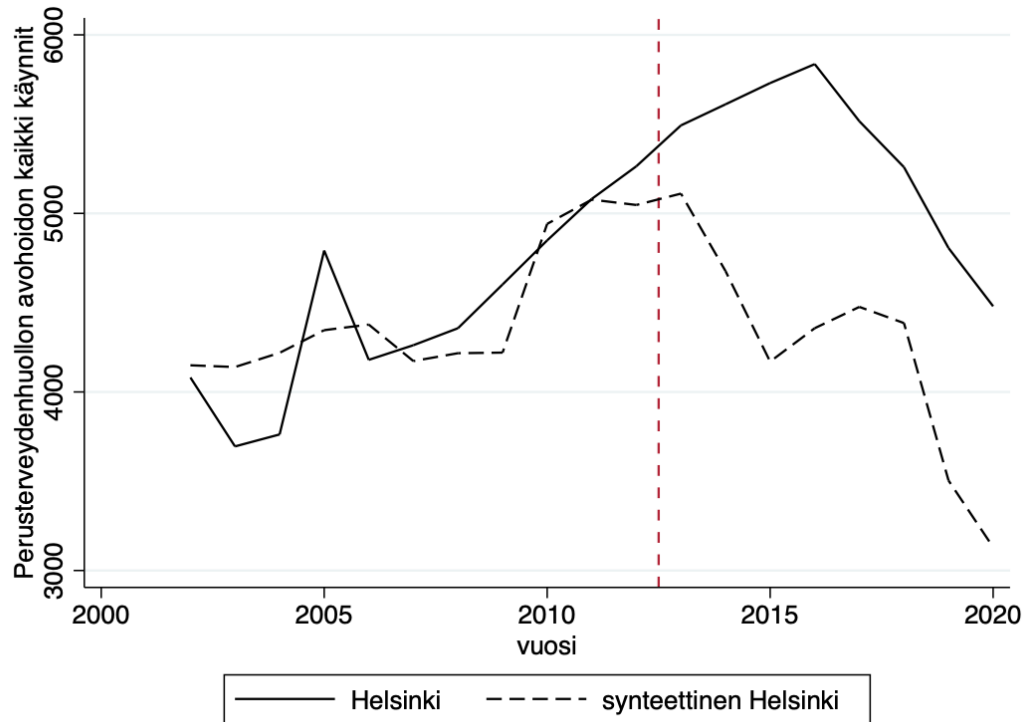
LIITE C: TULOKSET JA ROBUSTISUUSTARKASTELUT, 15 SUURINTA KUNTA



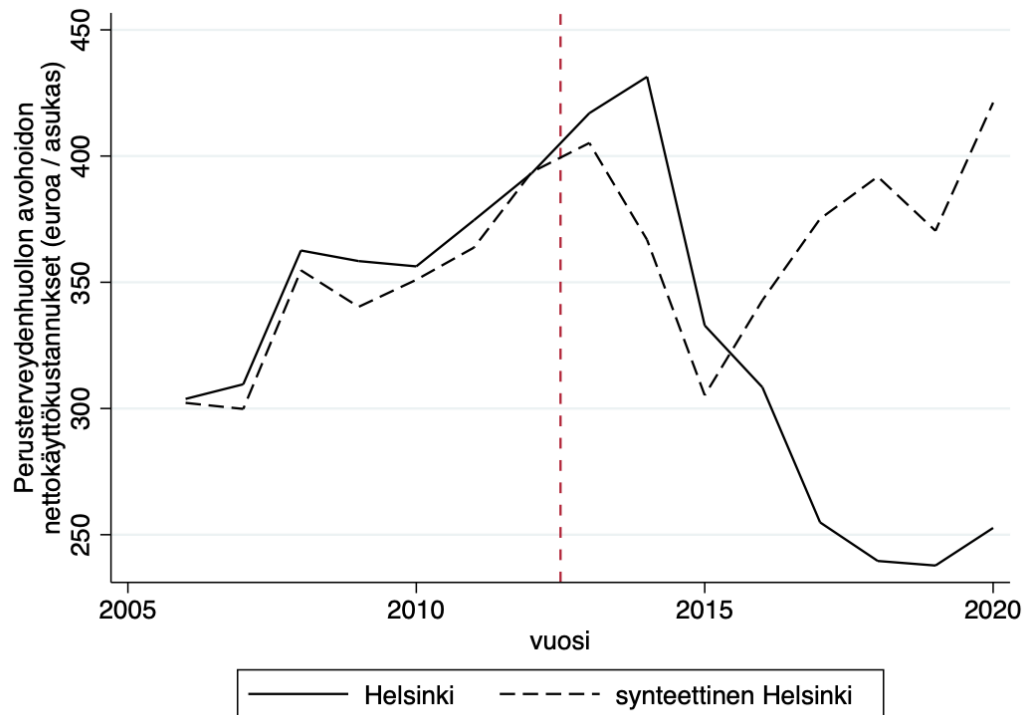
Kuvio C1: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit, 15 suurinta kuntaa



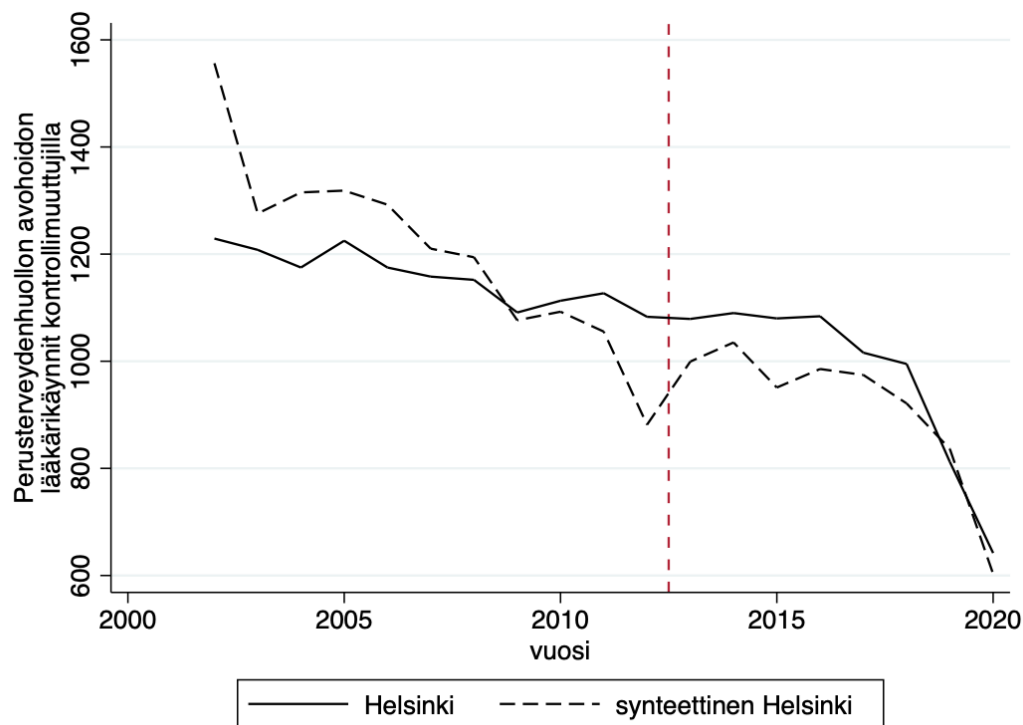
Kuvio C2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat, 15 suurinta kuntaa



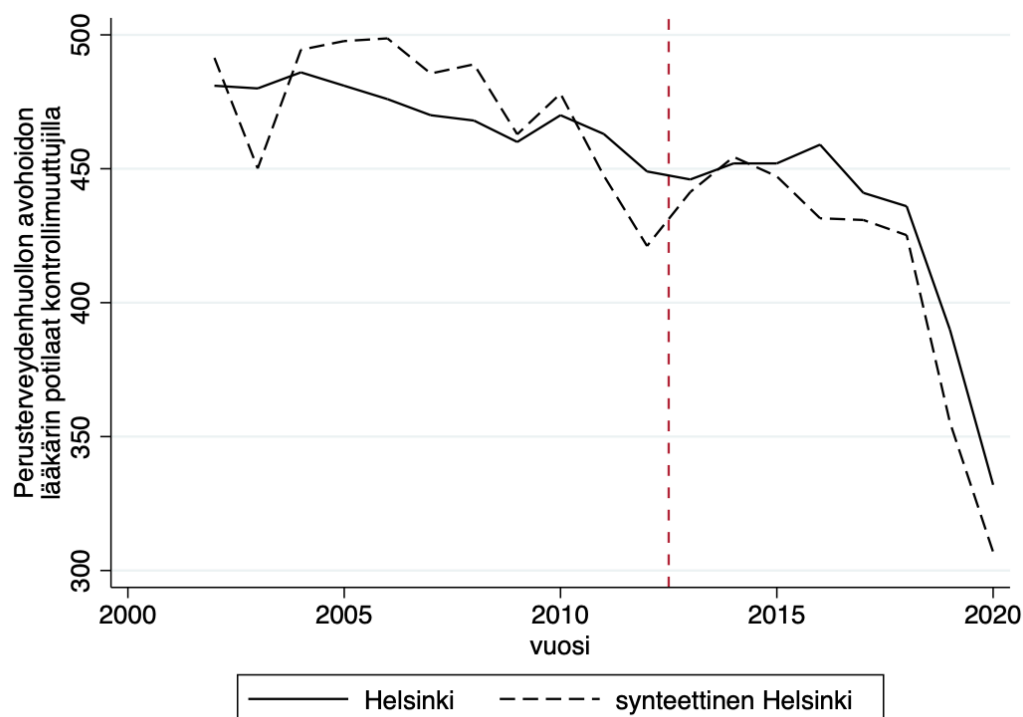
Kuvio C3: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit, 15 suurinta kuntaa



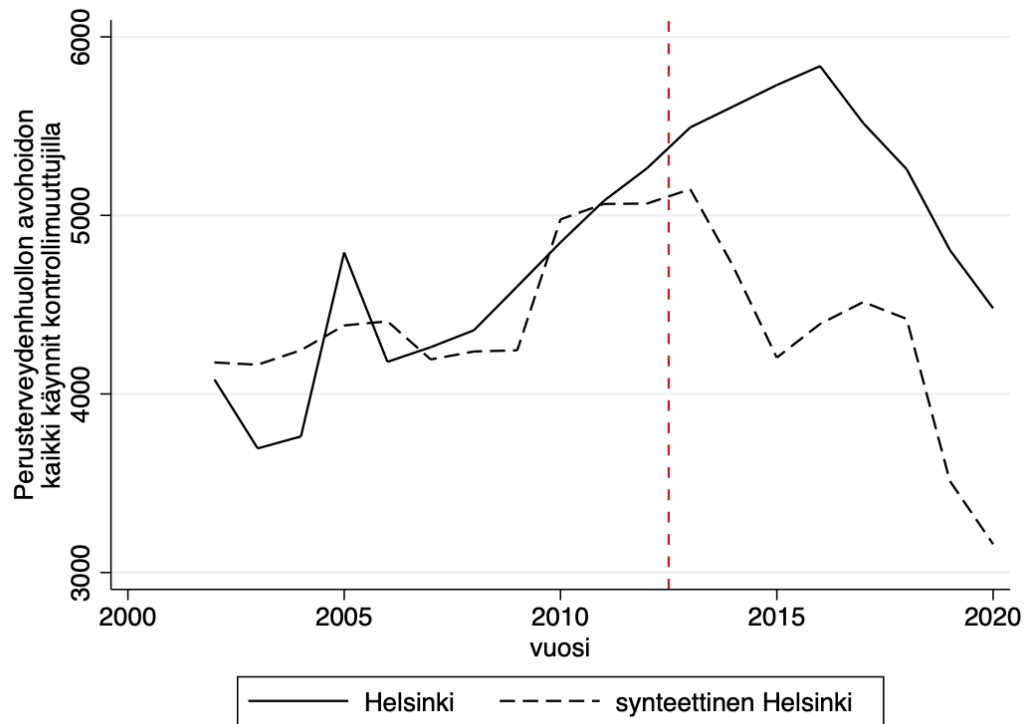
Kuvio C4: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas), 15 suurinta kuntaa



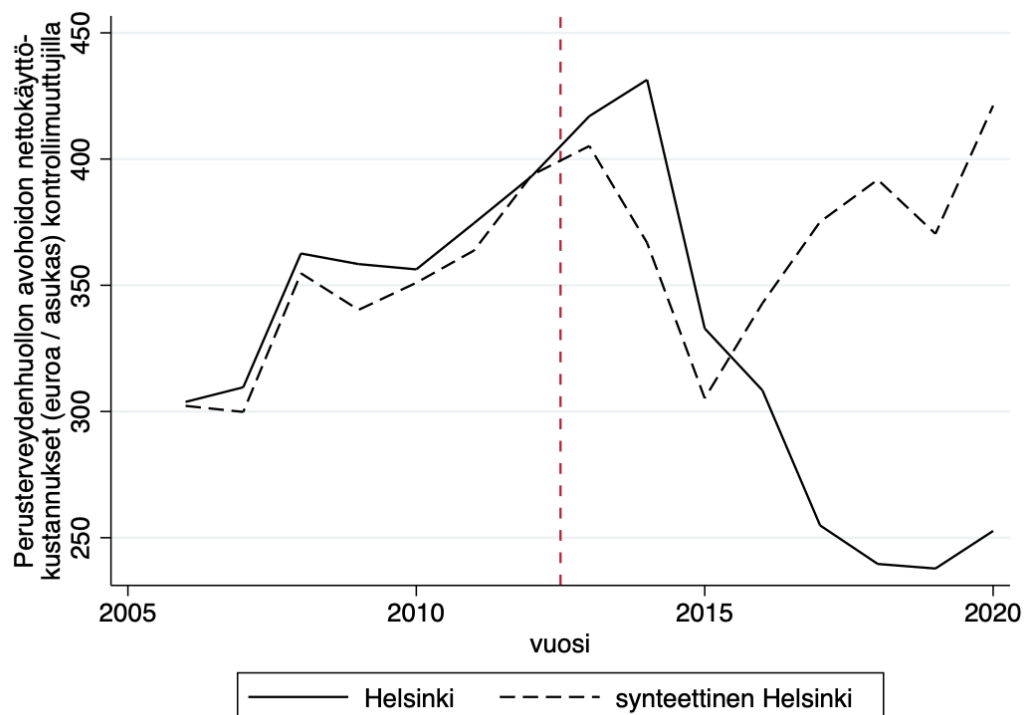
Kuvio C5: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit kontrollimuuttujilla, 15 suurinta kuntaa



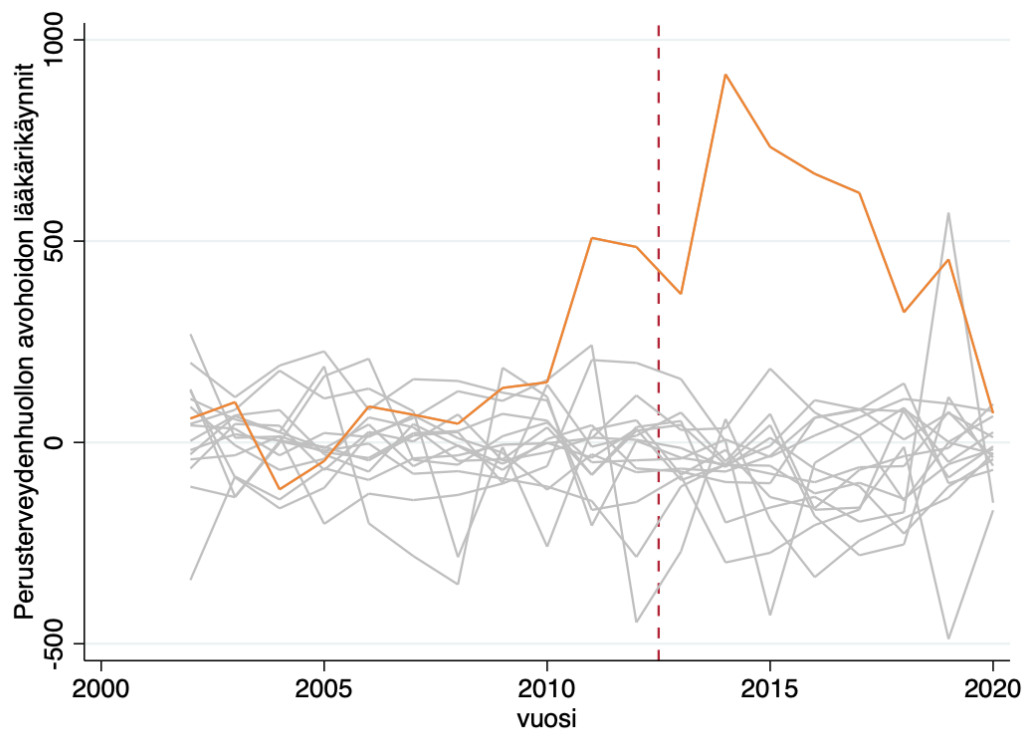
Kuvio C6: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat kontrollimuuttujilla, 15 suurinta kuntaa



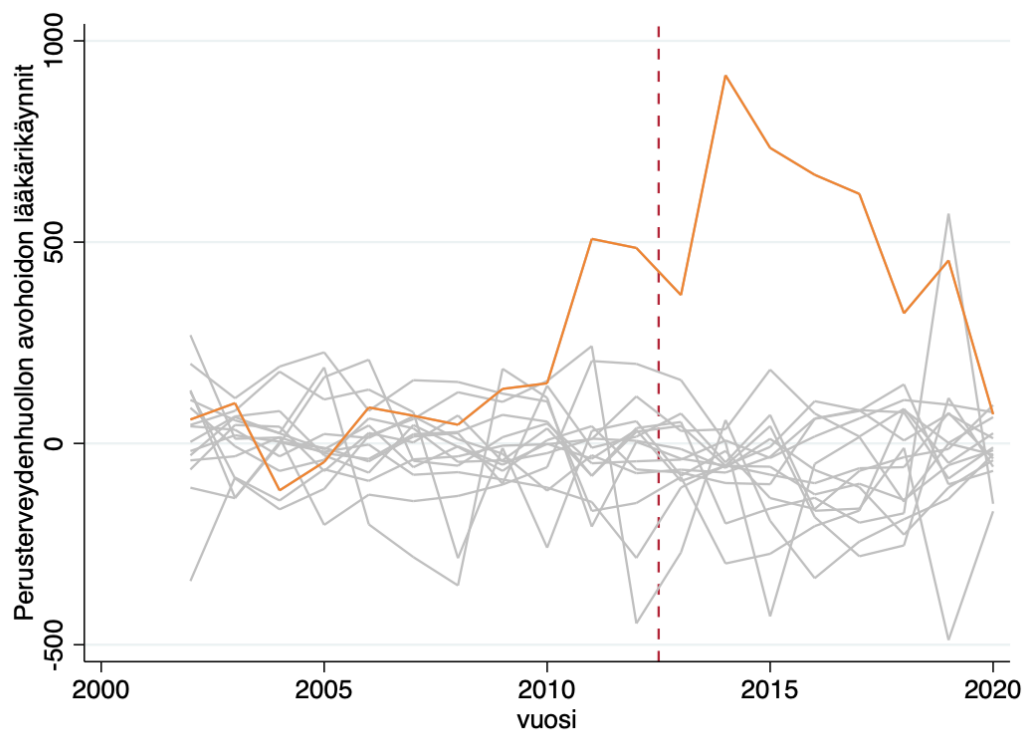
Kuvio C7: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit kontrollimuuttujilla, 15 suurinta kuntaa



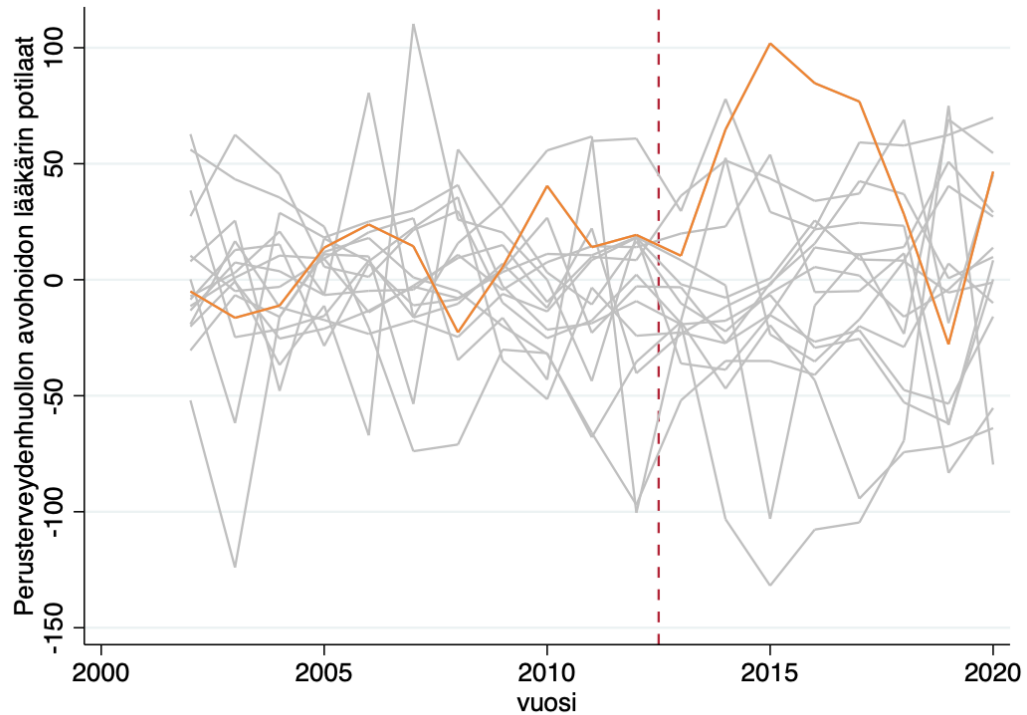
Kuvio C8: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset kontrollimuuttujilla (euroa / asukas), 15 suurinta kuntaa



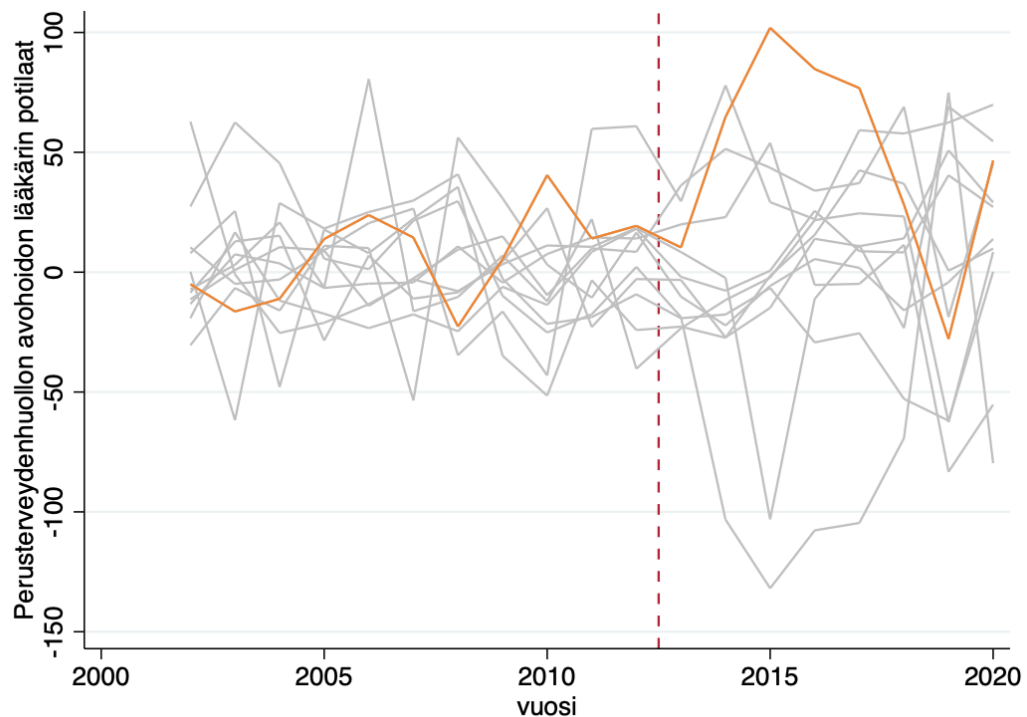
Kuvio C9: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit, 15 suurinta kuntaa



Kuvio C10: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit (pois lukioiden kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna), 15 suurinta kuntaa



Kuvio C11: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat, 15 suurinta kuntaa



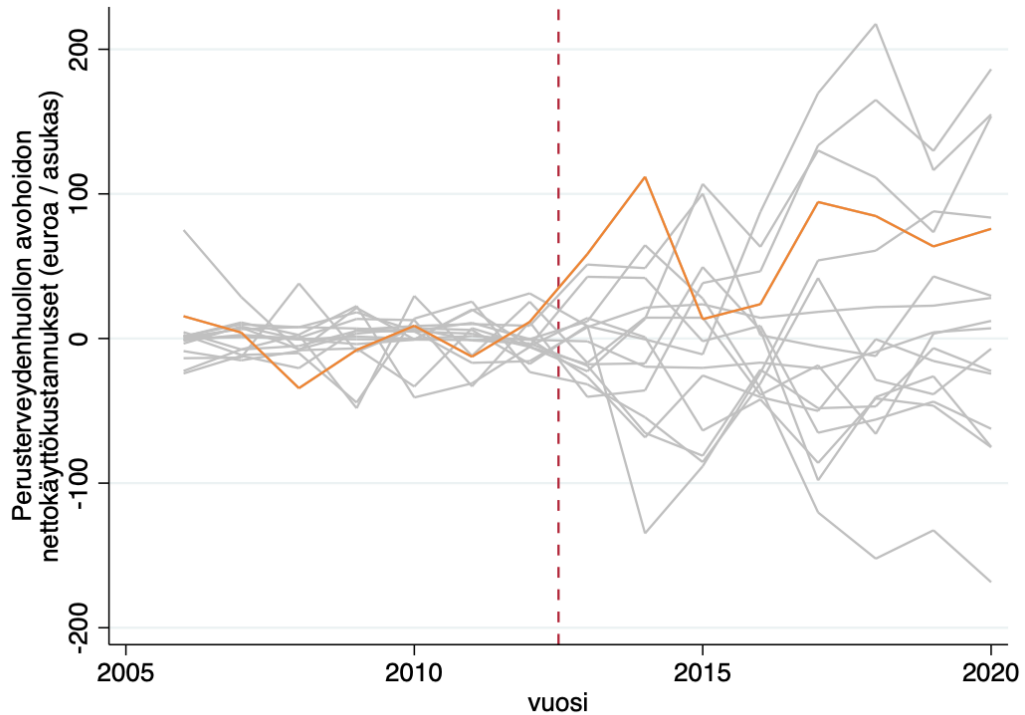
Kuvio C12: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna), 15 suurinta kuntaa



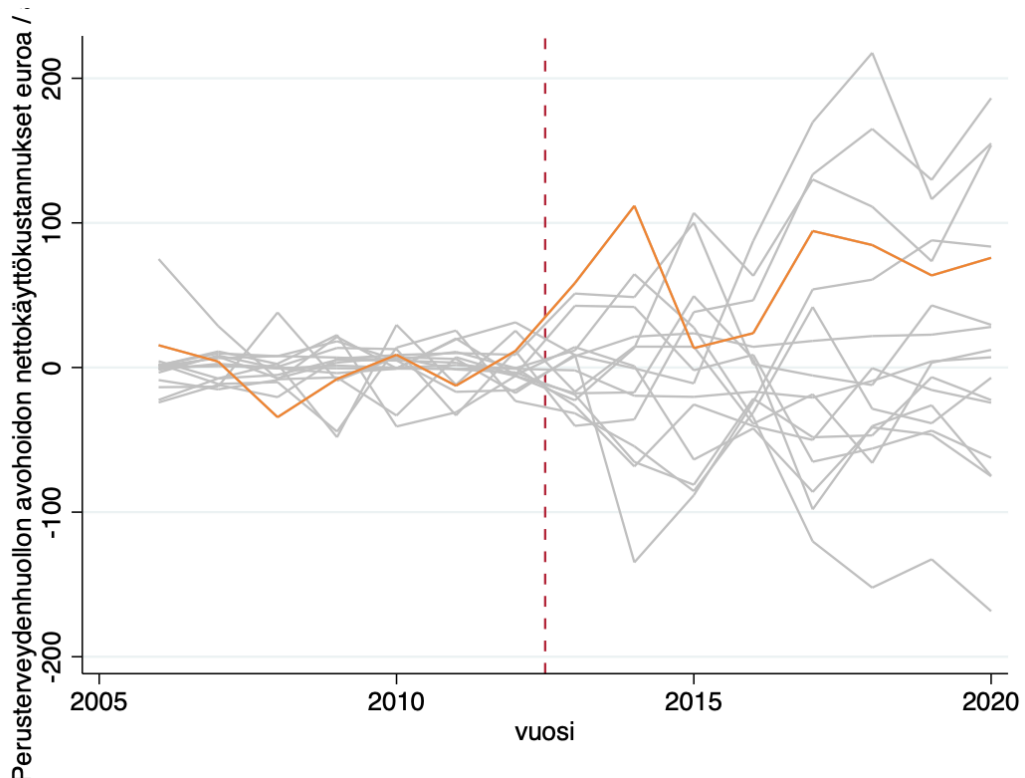
Kuvio C13: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit, 15 suurinta kuntaa



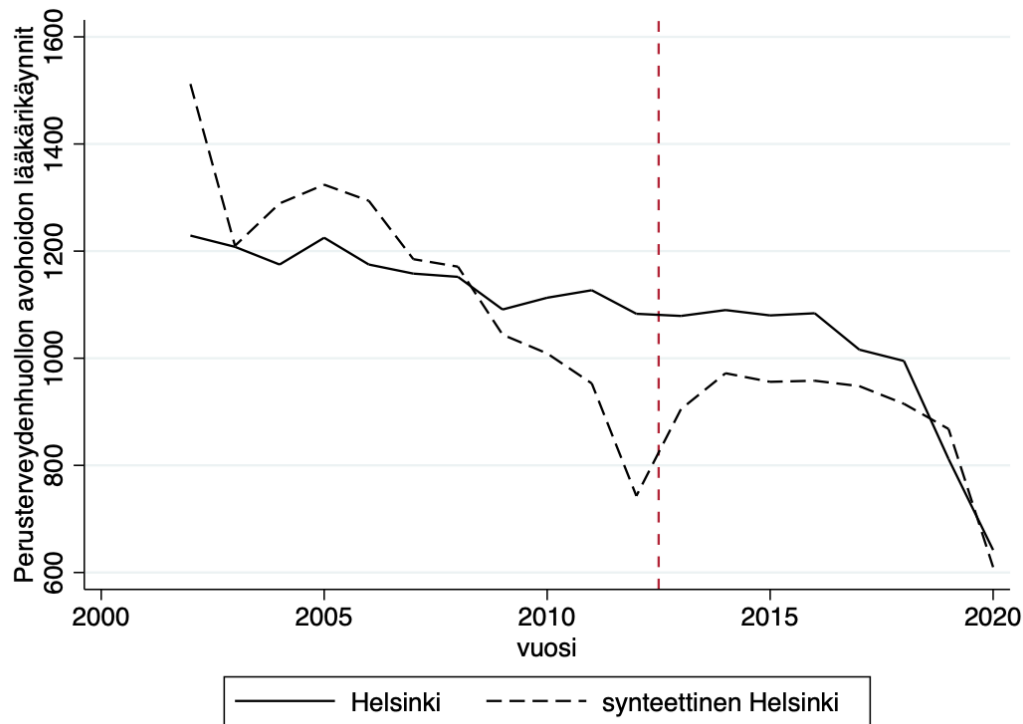
Kuvio C14: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon kaikki käynnit (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna), 15 suurinta kuntaa



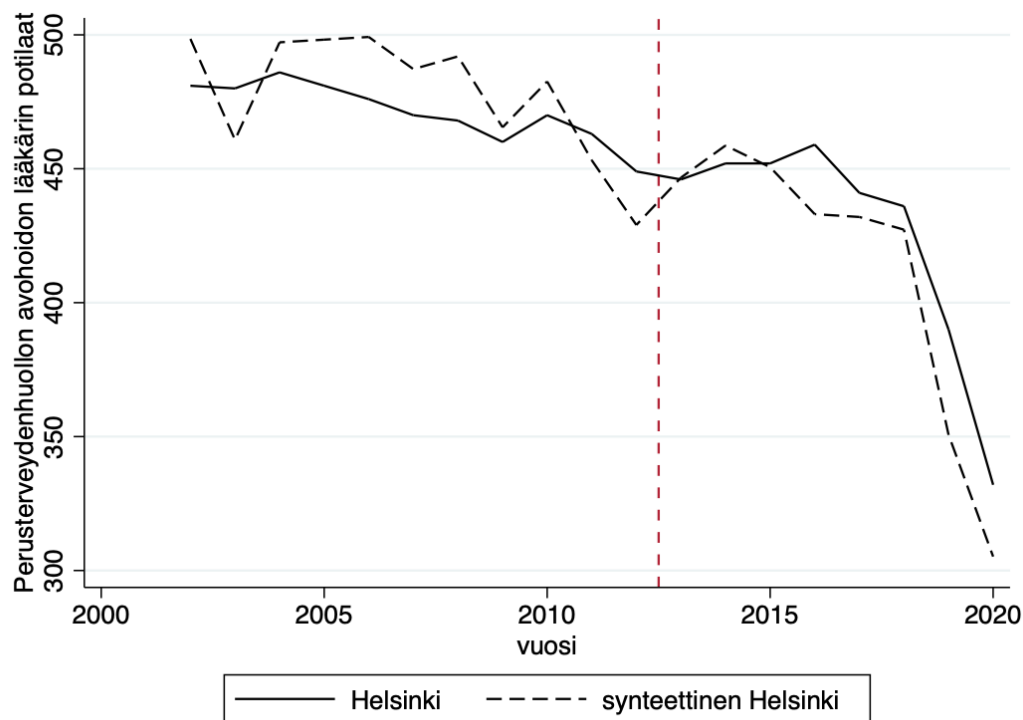
Kuvio C15: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas), 15 suurinta kuntaa



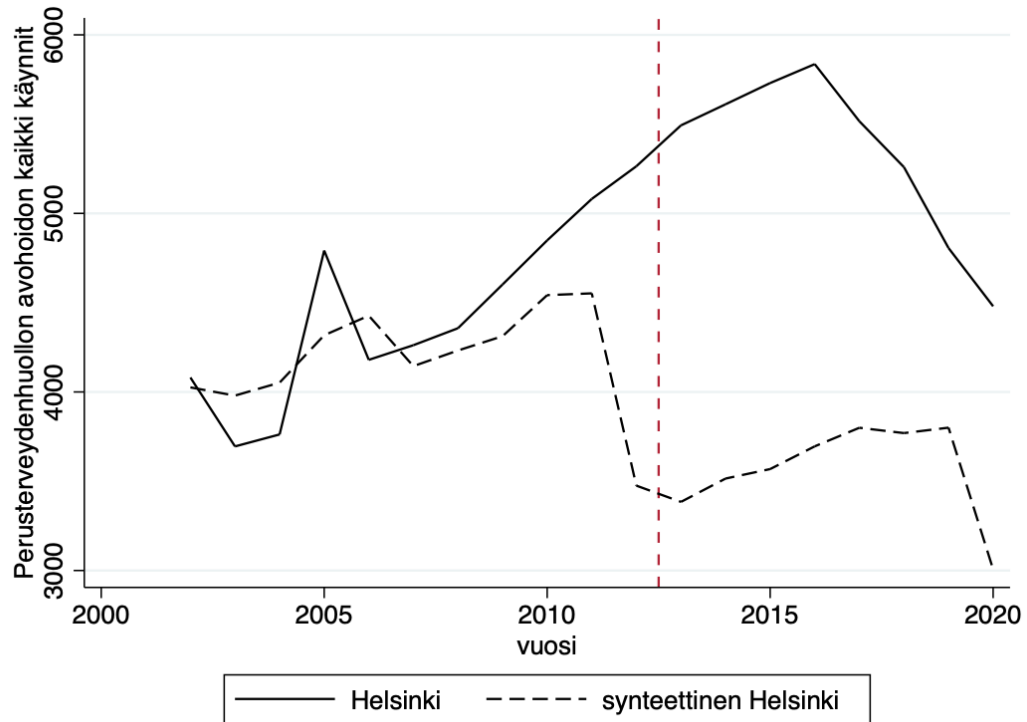
Kuvio C16: Plasebotesti perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas) (pois lukien kunnat, joissa käsittelyä edeltävä MSPE on vähintään viisinkertainen Helsingin käsittelyä edeltävään MSPE:hen verrattuna), 15 suurinta kuntaa



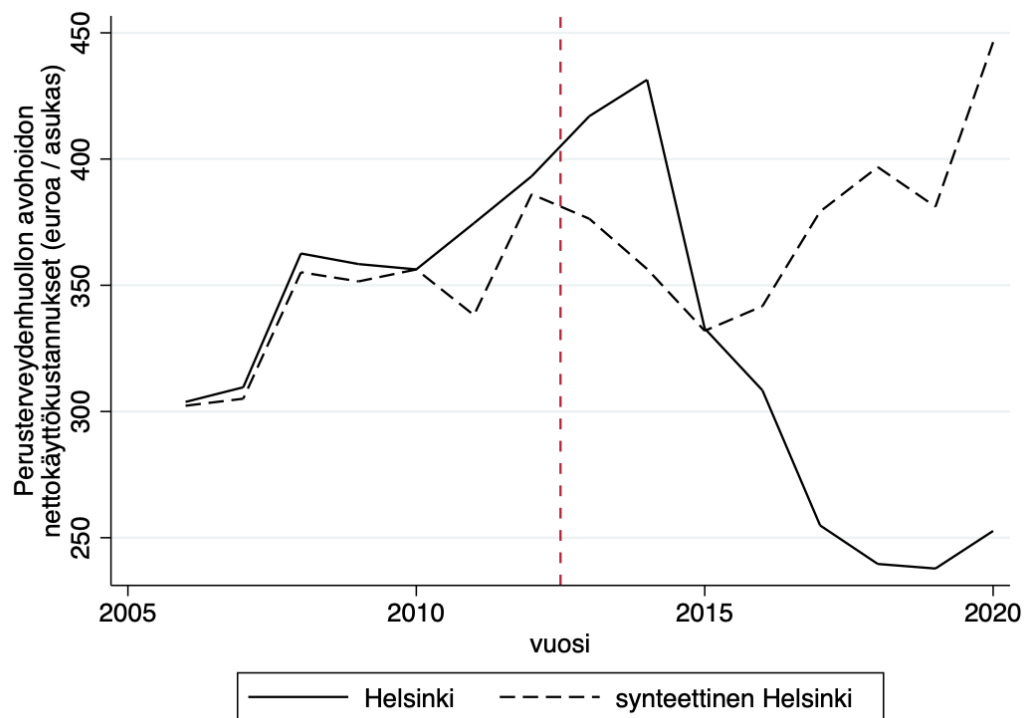
Kuvio C17: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäynnit, 15 suurinta kuntaa



Kuvio C18: Varhennustesti perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaat, 15 suurinta kuntaa



Kuvio C19: Varhennustesti perusterveysdenhuollon avohoidon kaikki käynnit, 15 suurinta kuntaa



Kuvio C20: Varhennustesti perusterveysdenhuollon avohoidon nettokäyttökustannukset (euroa / asukas), 15 suurinta kuntaa

LIITE D: SYNTEETTISTEN KONTROLLIYKSIKÖIDEN PAINOKERTOIMET, 15 SUURINTA KUNTAA

kunta	painokerroin
Espoo	.595
Kotka	.306
Turku	.099

Taulukko D1: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärikäyntien synteettisen kontrollikunnan painokertoimet, 15 suurinta kuntaa

kunta	painokerroin
Vantaa	.593
Espoo	.407

Taulukko D2: Perusterveydenhuollon avohoidon lääkärin potilaiden synteettisen kontrollikunnan painokertoimet, 15 suurinta kuntaa

kunta	painokerroin
Tampere	.485
Vantaa	.241
Kouvola	.165
Espoo	.108

Taulukko D3: Perusterveydenhuollon avohoidon kaikkien käyntien synteettisen kontrollikunnan painokertoimet, 15 suurinta kuntaa

kunta	painokerroin
Mikkeli	.384
Kotka	.286
Jyväskylä	.166
Tampere	.163

Taulukko D4: Perusterveydenhuollon avohoidon nettokäyttökustannusten synteettisen kontrollikunnan painokertoimet, 15 suurinta kuntaa