

Större myndigheter, billigare hälsovårdstjänster?

En empirisk analys av ekonomiska följderna av integrering av primärvård och specialvård under samma organisation.

ANDERS KROHN

ÅBO AKADEMI – FAKULTETEN FÖR SAMHÄLLSVETENSKAPER OCH EKONOMI

Abstrakt för avhandling pro gradu

Ämne: Nationalekonomi	
Författare: Anders Krohn	
Arbetets titel: Större myndigheter, billigare hälsovårdstjänster? En empirisk analys av ekonomiska följderna av integrering av primärvård och specialvård under samma organisation.	
Handledare: Edvard Johansson	
<p>Abstrakt: Under 2000 talet har Finlands regering försökt genomföra en reform av social- och hälsovårdstjänsterna för att motverka följderna av stigande hälsovårdskostnader och en åldrande befolkning. Syftet med reformen har varit att hindra en okontrollerad ökning av hälsovårdskostnader och att säkra lika tjänster för hela Finlands befolkning. År 2021 godkändes social- och hälsovårdsreformen i Finland och från och med år 2023 är välfärdsområden ansvariga för ordnandet av social- och hälsovårdstjänsterna.</p> <p>Medan reformförsök har gjorts i Finland, har det bildats ett antal samkommuner där primärvård, specialvård och sociala tjänster integrerats under en och samma organisation. De motsvarar på så vis delvis det som man försökt åstadkomma med reformen. Syftet med denna studie är att undersöka ifall medlemskommunerna i dessa samkommuner lyckats erbjuda specialvård och/eller primärvård mera kostnadseffektivt än övriga kommuner. Majoriteten av dessa samkommuner inledde sin verksamhet år 2017, men enstaka har inlett sin verksamhet åren 2007, 2010 och 2019. Som teoretiskt ramverk utnyttjas teori som används när kommunsammanslagningar undersöks. De två huvudpunkterna för och emot kommunsammanslagningar, är större organisationers stordriftsfördelar, mot mindre organisationers möjligheter att bättre anpassa sina tjänster till befolkning.</p> <p>I analysen utnyttjas paneldata från åren 2006–2020. Medlemskommunerna i de ovannämnda samkommunerna bildar behandlingsgruppen, medan övriga kommuner bildar kontrollgruppen. Analysmetoden är tudelad. Först görs en klassisk difference-in-differences analys, där samkommunerna som bildades 2007, 2010 och 2019 utesluts från analysen, och behandlingstidpunkten 2017 används för att granska behandlingseffekten i majoriteten av samkommunerna. Efter detta används all data för mer robusta resultat, i en regressionsmodell med tvåvägsfixa effekter och behandlingstidpunkterna 2007, 2010, 2017 och 2019.</p> <p>Resultaten tyder på att behandlingseffekten på kommunernas invånarmässiga specialvårdsnnettodriftskostnader är mellan -4,8 och -2,8 procent. Motsvarande effekt för primärvården är mellan -7,1 och -5,6 procent. De statistisk signifikanta resultaten stämmer överens med teori om stordriftsfördelar inom hälsovårdstjänster. I tidigare empiri om ämnet har motstridiga resultat framförts, och resultaten i dessa studie är delvis i linje med tidigare resultat. Specialvårdens resultat tål test för intern validitet, medan primärvårdens modell tål endast en del av testen och resultaten är därmed mer tveksamma trots estimatets större storlek.</p> <p>Trots osäkerheten av resultatens validitet, pekar alla resultat mot kostnadsbesparingar istället för – ökning, vilket är ett positivt tecken med tanke på hälsovårdsreformen i Finland. Ifall välfärdsområdena i Finland lyckas nå liknande effektiviseringar som samkommunerna i denna studie, skulle det innebära stora besparingar för den offentliga ekonomin.</p>	
Nyckelord: hälsovård, primärvård, specialvård, kommunsammanslagningar, effektivitet, kostnadseffektivitet, nettodriftskostnader, difference-in-differences, stordriftsfördelar	
Datum: 21.03.2023	Sidoantal: 74

Innehållsförteckning

1.	Inledning	1
2.	Bakgrund.....	4
2.1.	Situationen i Finland	4
2.2.	Tillhandahållandet av primärvård, socialtjänster och specialvård.....	6
2.3.	Samkommuner	8
2.4.	Försök till reform i Finland	10
2.5.	Frågeställning	13
3.	Teoretisk referensram	15
3.1.	Den optimala storleken för en lokal myndighet och anpassning av tjänster	15
3.2.	Stordriftsfördelar	18
3.3.	Potentiella nackdelar med kommunsammanslagningar	21
4.	Tidigare empirisk forskning	23
4.1.	Kommunsammanslagningar och omstruktureringar i Finland	23
4.1.1.	Kommunsammanslagningar	23
4.1.2.	Förvaltningsförsöket i Kajanaland	25
4.2.	Omstruktureringar i andra länder.....	27
4.3.	Den optimala befolkningsbasen.....	28
5.	Data.....	30
5.1.	Utfallsvariabler	30
5.2.	Skapandet av behandlingsgrupp och kontrollgrupp.....	33
5.3.	Oberoende variabler	34
5.4.	Visuell analys.....	35
6.	Metod	39
6.1	Difference-in-differences regression	39
6.2	Regression med tvåvägsfixa effekter	42
7.	Resultat och analys	45
7.1	Resultat specialvård	45
7.2	Resultat primärvård	50
7.3.	Statistisk diagnostik och begränsningar.....	55
8.	Diskussion och slutsatser.....	59
	Källförteckning.....	62
	Appendix A	69
	Appendix B	70

1. Inledning

I Finland har en social- och hälsovårdsreform varit ett av de centrala politiska ämnena för flera regeringsperioder och det råder allmänt konsensus om att en förnyelse av social- och hälsovårdssystemet behövs inför den framtida föråldringen av Finlands befolkning (Keskimäki et al., 2019). En av de huvudsakliga motiveringarna för en reform är behovet att undvika en okontrollerad ökning av de offentliga kostnaderna. Försöket på reform i Finland har haft fokus på att överföra social- och hälsovårdstjänsterna från kommunerna till större regionala myndigheter. De huvudsakliga argumenten som stöder eftersträvandet av detta är stordriftsfördelar, lägre administrativa kostnader och ekonomiskt mer robusta regionala myndigheter. Som motargument används däremot ofta mindre myndigheters flexibilitet och bättre möjligheter att anpassa sina tjänster efter invånarnas behov, och att kommunerna redan nu kan dra nytta av stordriftsfördelar genom att köpa tjänster av större organisationer.

Åtstramade kostnader med hjälp av stordriftsfördelar har varit ett populärt tema i utvecklade länder under de senaste årtiondena. Kommunsammanslagningar har gjorts brett i utvecklade länder världen runt, från Skandinavien och Europa till Nya Zeeland och USA, med minskade kostnader som den huvudsakliga motiveringen för dessa (Blom-Hansen et al., 2016). För en så pass populär åtgärd bland utvecklade länder, är forskare mer oense om dess effekter än man skulle förvänta sig, vilket vi återkommer till i kapitel 3 och 4.

Syftet med denna studie är att undersöka ifall större regionala myndigheter kan erbjuda hälsovårdstjänster till en lägre kostnad än mindre myndigheter. Det är en relevant fråga med tanke på att social- och hälsovårdstjänsterna från och med 01.01.2023 ordnas av välfärdsområden. I samband med det föregående försöket till social- och hälsovårdsreform i Finland bildades ett flertal stora samkommuner där primärvård, specialvård och sociala tjänster integrerades under samma administrativa struktur. I denna studie ska jag utnyttja detta genom att jämföra kostnadsutvecklingen i dessa kommuner med kommuner där tjänsterna inte

integrerats i samma utsträckning. Samkommuner som bildades mellan åren 2015–2019 är bland andra Mellersta Österbottens social- och hälsovårdssamkommun ("Soite"), Päijänne-Tavastlands samkommun för välfärd ("Phhyky") och Kymmenedalens samkommun för social- och hälsovårdstjänster ("Kymsote"). Dessa är samkommuner som omfattar ett helt landstings område geografiskt och motsvarar i stort sett de aktuella välfärdsområden, eftersom de erbjuder social- och hälsovårdstjänster samt specialiserad sjukvård. Förenklat sett är de nybildade samkommunerna en kombination av en samkommun för social- och hälsovårdstjänster samt ett sjukvårdsdistrikt (som är en samkommun för ordnandet av specialiserad sjukvård). Fastän det inte är direkt frågan om kommunsammanslagningar, kan tidigare forskning och teori om kommunsammanslagningar till en del utnyttjas i detta sammanhang. Anordnaren av social- och hälsovårdstjänster blir större även i detta fall, fastän själva kommunerna inte slås ihop. De nybildade samkommunerna är inte de första av sitt slag. Itä-Savon sairaanhoitopiirin kuntayhtymä ("Sosteri") inledde sin verksamhet år 2007 och Etelä-Karjalan sosiaali- ja terveystyöpiiri ("Eksote") inledde sin verksamhet år 2010, och bägge ordnar primärvård, specialvård samt sociala tjänster. I denna studie kommer ovannämnda samkommuner att benämnas hälsovårdsområden.

Teori om stordriftsfördelar omfattar hur den optimala storleken för en tjänsteproducent beror på tjänsten i fråga. Med hänsyn till detta är hälsovårdsområdena intressanta, eftersom social- och hälsovårdstjänsterna flyttas över till större regioner, medan resten av de kommunala tjänsterna förblir på kommunens ansvar. Denna studie undersöker stordriftsfördelar i specifikt social- och hälsovårdstjänster. I studier där utvecklingen av kommuners totala nettodriftskostnader efter kommunsammanslagningar, har potentiella nyttor i hälsovårdstjänster kunnat bli försummade av oönskade effekter i andra tjänster, så som utbildningstjänster. Tidigare forskning om nyttor av större anordnare av tjänster har gjorts bland annat angående kommunsammanslagningarna under PARAS-projektet 2006–2011. Angående andra länders kommunsammanslagningar finns det också forskningsresultat. Majoriteten av de studier som gjorts behandlar effekterna av påtvingade sammanslagningar, medan denna studie bidrar till den relativt snäva

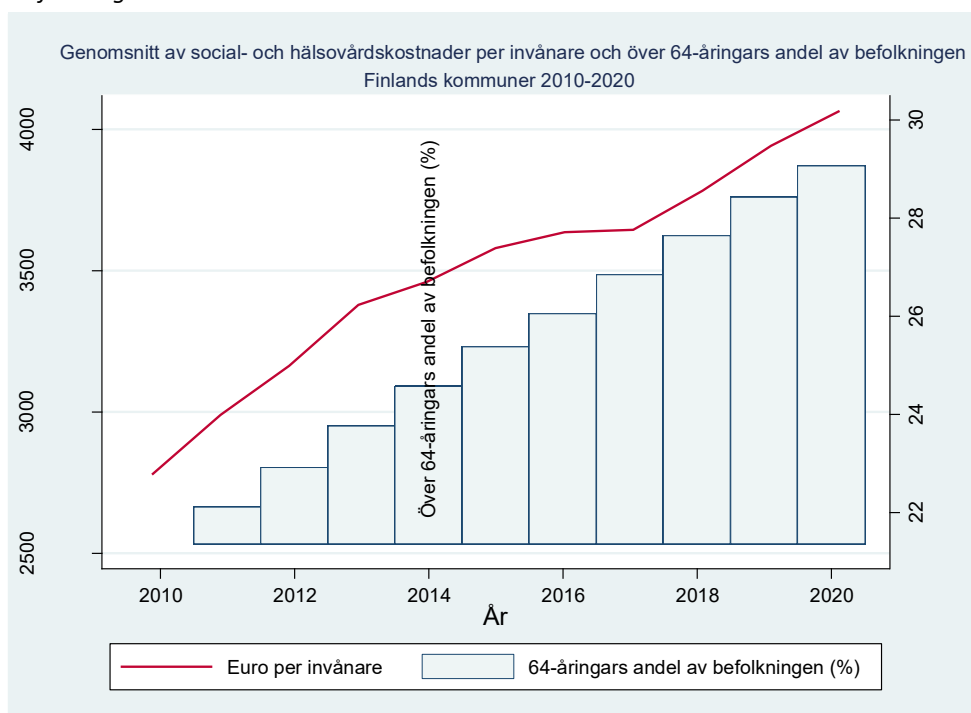
forskningen om frivilliga omstruktureringar. Resultaten som fås av denna studie kan användas för diskussion om social- och hälsovårdsreformen, som ledde till skapandet av välfärdsområden som liknar de hälsovårdsområden som granskas i denna studie.

2. Bakgrund

2.1. Situationen i Finland

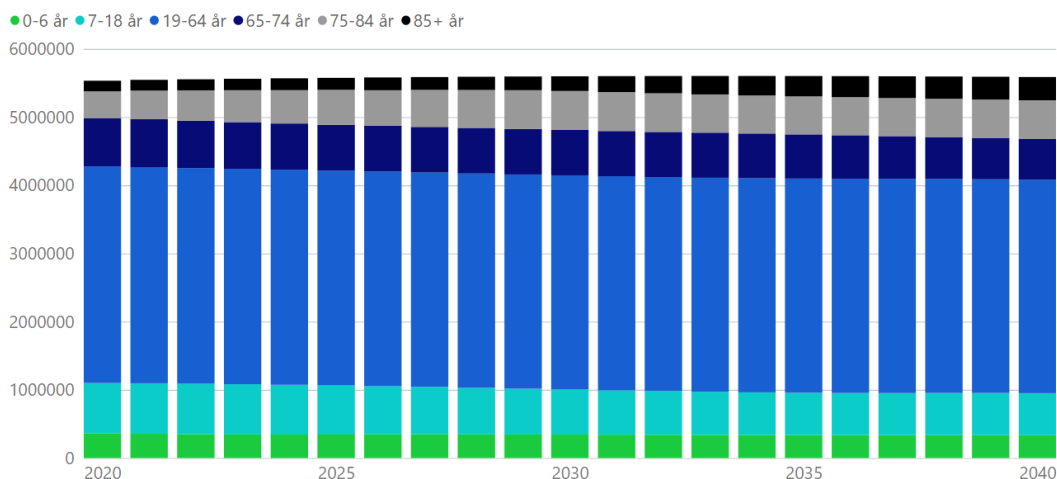
Finland står inför en stor utmaning med ordnandet av tillräckliga offentliga tjänster med en åldrande befolkningsstruktur. Samtidigt som befolkningsstrukturen redan håller på att bli mindre fördelaktig, stiger de genomsnittliga nettodrifstkostnaderna för social- och hälsovårdstjänster i Finlands kommuner stadigt. Nedan i figur 1 illustreras utvecklingen av genomsnittsandelens av kommunernas befolkning som är över 64 år gammal, samt de genomsnittliga nettodrifstkostnaderna för social- och hälsovårdstjänster per invånare. Mellan åren 2010 och 2020 har den genomsnittliga kostnaden per invånare stigit från cirka 2805 euro till 4066 euro, medan andelen över 64-åringar stigit från 21,3 procent till 29,1 procent. Kostnadsökningen är 1261 euro per invånare, vilket är en ökning på cirka 45 procent. Genom att ta inflationen i beaktande blir ökningen fortfarande cirka 28,6 procent, då 2805 euro år 2010 motsvarar 3161 euro år 2020 (Statistikcentralen, u.å.b).

Figur 1: Utveckling av social- och hälsovårdskostnader och över 64-åringars andel av befolkningen.



Situationen förväntas inte heller ta en sväng mot det bättre under de kommande årtiondena. Enligt Statistikcentralens befolkningsprognos, förväntas mängden invånare som är över 65 år öka samtidigt som mängden människor i arbetsför ålder förväntas minska (Statistikcentralen, 2021). Statistikcentralens befolkningsprognos beskrivet i åldersklasser är illustrerad i Figur 2. Denna förväntade utveckling skulle innebära att både den ekonomiska försörjningskvoten (mängden personer som är arbetslösa eller utanför arbetskraften i förhållande till sysselsatta personer) och den demografiska försörjningskvoten (mängden människor i icke-arbetsför ålder i förhållande till mängden människor i arbetsför ålder), kommer att öka under de kommande årtiondena. Med tanke på social- och hälsovårdstjänster innebär detta en ökad mängd kunder som använder tjänsterna och ett minskat utbud för arbetskraft som behövs för att erbjuda dessa tjänster. Problemet med färre människor i arbetsför ålder är tudelat. Utöver att det finns färre människor tillgängliga för att göra de fysiska arbetsuppgifter som krävs för att erbjuda social- och hälsovårdstjänster, finns det även färre människor för att betala skatt på sina inkomster, vilket orsakar ytterligare utmaningar för finansieringen av de offentliga tjänsterna.

Figur 2: Finlands befolkning 2020 och befolkningsprognos 2021–2040 (Statistikcentralen).



Utöver detta försämras även mindre kommuners möjligheter att erbjuda tjänster på ett hållbart sätt på grund av urbanisering (Keskimäki et al., 2018). Befolkning i arbetsför ålder, som är potentiella skattebetalare i kommunen och därmed potentiella inkomstkällor, flyttar till större städer på grund exempelvis bättre arbetsmöjligheter. Detta kan accelerera föråldringen av befolkningen i sådana

kommuner, vilket belastar social- och hälsovården ytterligare. Dessa samhälleliga förändringar har orsakat ett behov för reform av Finlands social- och hälsovårdssystem och under senaste årtiondet har det funnits en allmän konsensus om att Finlands social- och hälsovårdssystem kräver förnyelse (Keskimäki et al., 2019).

År 2019 var Finlands totala spenderande på social- och hälsovårdstjänster 9,2 procent av BNP, 17:e högst bland OECD länderna. I Amerikanska Dollar och i förhållande till befolkningen var det totala spenderandet 4 559 USD per invånare, 16:e högst bland OECD länderna (OECD, 2021). Finlands BNP år 2019 var cirka 268,78 miljarder USD (Världsbanken, 2021). Från dessa tal kan man räkna fram att Finlands totala spenderande på social- och hälsovårdstjänster år 2019 var kring 24,73 miljarder USD, med andra ord en avsevärd del av Finlands årliga budget, som år 2019 var ungefär 54 miljarder euro (FM, 2018). Med andra ord spelar det stor roll för landets ekonomiska utsikter, ifall effektiviseringar och besparingar på social- och hälsovårdstjänster kan åstadkommas som följd av reformen.

2.2. Tillhandahållandet av primärvård, socialtjänster och specialvård

Fram till januari 2023 låg ansvaret för ordnandet av social- och hälsovårdstjänster hos kommunerna, som enligt 2 § i kommunallagen (410/2015). Reformen har medfört ändringar i lagstiftning och i detta kapitel diskuteras den relevanta lagstiftning, som var i kraft till slutet av 2022. Kommunen kunde sköta sina lagstadgade uppgifter själv eller i samarbete med andra kommuner. Kommunen kunde också beställa de tjänster, som skötseln av uppgifterna kräver, av andra tjänsteproducenter. Enligt 4 § i lagen om planering av statsunderstöd för social- och hälsovård (1992/733) kunde en kommun ordna social- och hälsovården genom att sköta verksamheten själv eller via ett samarbetsområde. Det fanns två alternativa former för samarbetsområdena; modellen med en ansvarig kommun, där en ansvarig kommun sköter en annan kommuns uppgifter med stöd av avtal, eller samkommunsmodellen, där

kommunerna tillsammans grundar en samkommun. En samkommun är en kommunal sammanslutning till vilken kommunerna har överlåtit kommunala uppgifter (Kommunförbundet, 2022a).

Fram till år 2023 gjorde många av Finlands 293 (294 fram till 2021) fastlandskommuner samarbete med andra kommuner eller var del av en samkommun för att ordna primärvård och socialtjänster. År 2020 fanns det 74 kommuner som självständigt producerade sin primärvård och socialtjänster, medan resterande 220 kommuner ordnade tjänsterna via 59 samarbetsområden. Av dessa var 33 samkommuner med totalt 158 medlemskommuner, medan 62 kommuner tillhörde 26 olika samarbetsområden som följer modellen med en ansvarig kommun (se Appendix A.1). Till sin storlek är Finlands kommuner rätt små i förhållande till sina ansvarsområden gällande tjänster. År 2021 var medeltalet för invånarantalet i Finlands kommuner 17 955 och medianen var 5 967 invånare (Kommunförbundet, 2022b). Flera sydeuropeiska länder som Österrike, Frankrike och Tyskland har till befolkningsmängden mindre kommuner än Finland, men i dessa länder har kommunerna färre ansvarsområden än i Finland (Fox & Gurley, 2006). På grund av sin lilla storlek och breda ansvarsområde har små kommuner under flera regeringsperioder haft utmaningar att sköta sina lagstadgade uppgifter, vilket har lett till att regeringen med åren försökt lösa problemet genom att tvinga kommuner till samarbete eller kommunsammanslagningar (Manssila & Mattsson, 2019).

För ordnandet av den specialiserade sjukvården måste en kommun tillhöra ett sjukvårdsdistrikt. Sjukvårdsdistrikt är samkommuner som svarar för att ordna, planera och utveckla den specialiserade sjukvården inom sitt område, så att specialvården tillsammans med primärvården bildar en fungerande helhet. (SHM, u.å.). Med Åland exkluderat fanns det 20 sjukvårdsdistrikt i Finland år 2019 (se appendix A.2).

Från och med januari 2023 som följd av reformen, ansvarar välfärdsområdena för social- och hälsovårdstjänster, samt för räddningsverket. Detta är dock irrelevant i denna studies kontext, eftersom all data som används härstammar från tiden innan reformens förändringar.

2.3. Samkommuner

Till skillnad från de nybildade välfärdsområdena, är hälsovårdsområdena som undersöks i denna studie samkommuner. En samkommun är en självständig offentligrättslig juridisk person. Kommuner kan komma överens om att låta en samkommun sköta någon uppgift i deras räkning. Enligt 55 § i kommunallagen (410/2015) bildas en samkommun genom ett grundavtal mellan kommunerna. Grundavtalet skall godkännas av medlemskommunernas fullmäktige. I grundavtalet framgår vilka uppgifter samkommunen sköter för sina medlemskommuners räkning och i 56 § i kommunallagen (410/2015) föreskrivs vilka andra saker som måste ingå i grundavtalet. Det finns särskilda bestämmelser om kommunernas skyldighet att tillhöra en samkommun inom ett verksamhetsområde eller på ett visst område. Exempel på sådana obligatoriska samkommuner, som kommuner måste höra till, är sjukvårdsdistrikt och landskapsförbund. De flesta samkommuner är dock frivilliga, och bestämmandet av medlemskap är upp till kommunen själv. (Kommunförbundet, 2016).

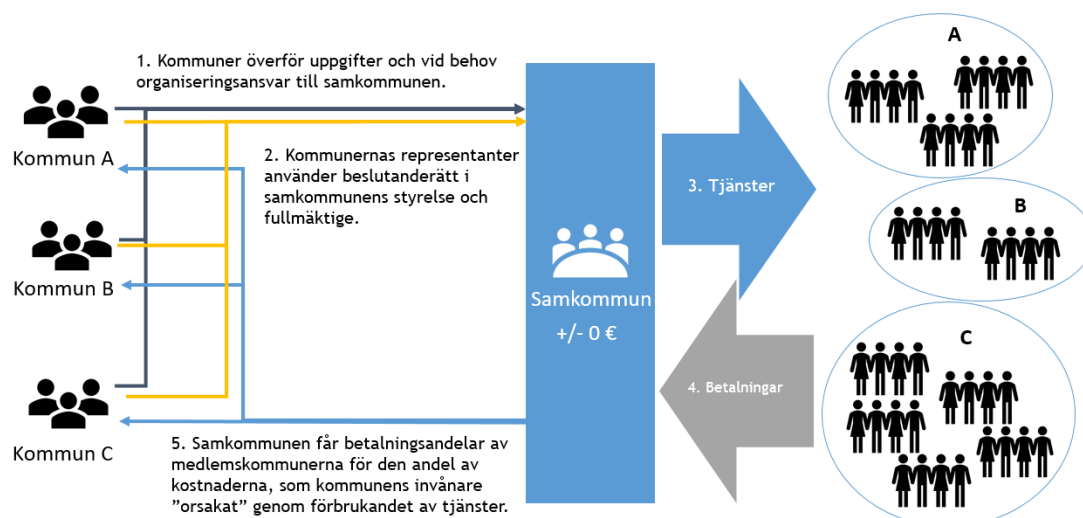
Samkommuner kan bildas för olika syften. Viktiga samkommuner är landskapsförbunden, sjukvårdsdistrikten, samkommunerna för folkhälsoarbetet, samkommunerna för specialomsorgsdistrikten samt samkommunerna för undervisningsverksamheten.

Ett mål med både det förra försöket till social- och hälsovårdsreform, samt försöket som godkändes år 2021, var att integrera primärvård, specialvård och sociala tjänster under samma administrativa struktur. I samband med förra försöket till reform bildades ett fåtal samkommuner mellan åren 2017–2019, där denna integrering gjordes. Dessa bildades av kommuner som tog ”tjuvstart” inför reformen genom att integrera primärvård, specialvård och sociala tjänster under en och samma organisation, vars geografiska verksamhetsområde är av samma storleksklass som för landsting. Förenklat för denna studie kan man tänka på dessa som en kombination av ett sjukvårdsdistrikt och en samkommun för folkhälsoarbete. I och med den nu godkända reformen i Finland, ersätter välfärdsområdena även dessa samkommuner.

Välfrädsområden ansvarar dock ytterligare för räddningsverken, vilket hälsovårdsområdena inte gjorde.

I figur 3 illustreras en samkommuns verksamhet på ett förenklat sätt som ger den relevanta förståelsen för denna studie. Kommunerna som tillsammans bildat en samkommun överför uppgifter till samkommunen och medlemskommunernas representanter använder beslutanderätt i samkommunens styrelse och fullmäktige. Samkommunen ordnar de tjänster för medlemskommunernas invånare som överförts till samkommunens ansvar. Medlemskommunernas invånare utför betalningar till samkommunen för tjänster enligt användning, vilket endast täcker en bråkdel av tjänsternas kostnader. De kostnader som organiserings- och produktionsansvaret medför och som inte täcks av invånarnas betalningar, finansieras genom en ersättning som betalas av medlemskommunerna i form av betalningsandelar. I Kommunförbundets modell för grundavtal ges två alternativ som utgångspunkt för delandet av kommunernas betalningsandelar; enligt användningen av tjänster eller enligt invånarantalet (Kommunförbundet, 2016). I samkommunerna som undersöks i denna studie, kan tjänster exempelvis ha bestämda priser som medlemskommunerna betalar för varje gång deras invånare använder tjänsten. Efter att medlemskommunerna betalat sina betalningsandelar åt samkommunen gör samkommunen varken vinst eller förlust på verksamheten, och det är kommunerna som betalar för de producerade tjänsterna.

Figur 3: Hur en samkommun fungerar.



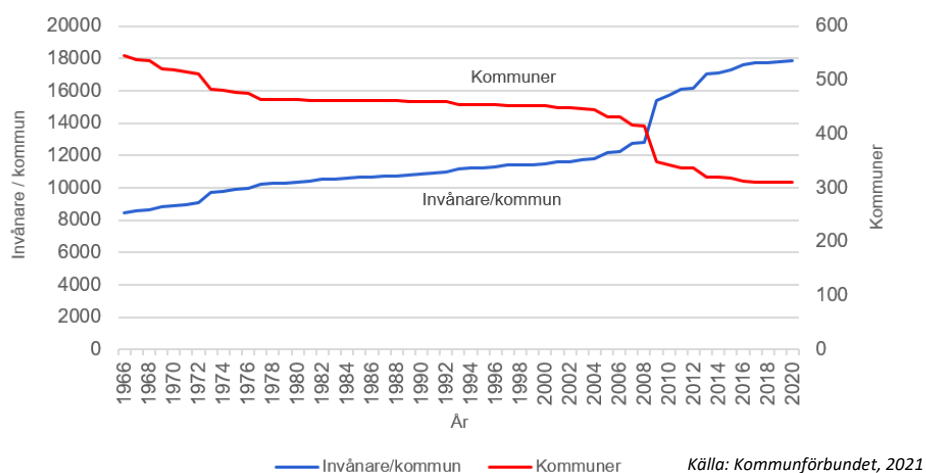
2.4. Försök till reform i Finland

Ett försök till reform av social- och hälsovårdstjänster i Finland har varit igång en lång tid. I början av år 2005 inleddes ett förvaltningsförsök i Kajaland, ett experiment som var en föregångare av integrering av specialvård, primärvård och socialtjänster.¹ Försöket gick ut på att landskapet svarar för ordnandet av social- och hälsoservicen, med undantag av dagvården. Landskapet svarar också för de ungas och vuxnas yrkesinriktade utbildning och för gymnasieutbildningen. Målen med försöket var att skapa en struktur där det är möjligt att ordna service trots att landskapets befolkning åldras och minskar till antalet och att förbättra regionens utvecklingsförutsättningar med tanke på företag och arbetsplatser. (FM, 2010).

År 2006 införde Matti Vanhanens regering PARAS-projektet, som hade som mål bland annat att skapa färre och större kommuner för att säkerställa tillgången till och kvaliteten på kommunernas erbjudna tjänster. Detta skulle åstadkommas med hjälp av kommunsammanslagningar. Mellan åren 2006 och 2013 minskade antalet kommuner i Finland från 431 till 320 stycken. Antalet deltagande kommuner i dessa sammanslagningar varierade mellan två och tio. (Saarimaa & Tukiainen, 2018).

Denna trend i utvecklingen av antalet kommuner i Finland och dess genomsnittliga antal invånare syns tydligt i Figur 4, där vi ser att trenden på invånare per kommun är

Figur 4: Utvecklingen av mängden kommuner i Finland och dess genomsnittliga invånarantal



¹ Mera om Kajanalands-modellen i kapitel 4.1.2.

positiv även då antalet kommuner inte minskar. Det genomsnittliga invånarantalet växer givetvis mer kraftigt alltid då antalet kommuner minskar.

Effekterna på kostnader för och kvaliteten på erbjudna tjänster har undersökts i samband med dessa kommunsammanslagningar, och resultaten diskuteras vidare i kapitel 4. PARAS-projektet höll på till år 2011, då Jyrki Katainens regering avslutade det. Åren 2014–2015 arbetade Alexander Stubbs regering vidare på en social- och hälsovårdsreform, men reformen stötte på konflikter med grundlagen och fortsättningsarbetet kvarblev till följande regering.

Under åren 2015–2019 förde Juha Sipiläs regering social- och hälsovårdsreformen vidare. Förslaget innehöll skapandet av sammanlagt 18 autonoma regioner som skulle kallas landskap (RP 15/2017 rd). Dessa skulle ursprungligen bildas den 1 juli 2017 och ansvaret att ordna social- och hälsovårdstjänster skulle överföras på dem den 1 januari 2019. Dessa tidpunkter blev uppskjutna ett flertal gånger på grund av reformens konflikter med grundlagen. Denna reform gick inte igenom och reformarbetet övergick igen till följande regering. Reformen som förbereddes under Sipiläs regeringsperiod utgör grunden för den reform som godkändes år 2021. Syftet med år 2015 inledda reformen var bland annat att erbjuda människor med jämlika tjänster, minska hälso- och välfärdsskillnaderna och att minska på hållbarhetsunderskottet i den offentliga ekonomin genom att dämpa kostnadsökningen i social- och hälsovårdstjänster (Manssila & Mattsson, 2019).

Åstadkommandet av ökad administrativ centralisering av social- och hälsovårdstjänster har varit bland de viktigaste målen i de förslagna reformerna. Det senaste misslyckade försöket till reform var under åren 2015–2019, då Sipiläs regering hade som mål att integrera primärvård, specialvård och sociala tjänster under samma administrativa struktur och budget med hjälp av nya regionala myndigheter, som skulle spela en viktig roll i denna omstrukturering. Trots att reformen inte gick igenom under detta försök på grund av konflikter mellan den föreslagna lagstiftningen och Finlands grundlag, ledde det till förberedelser i en del kommuner, som tillsammans skapade större, mera centraliserade regionala myndigheter för social- och hälsovårdstjänster. (Keskimäki et al., 2019).

Samkommuner som inledde sin verksamhet mellan åren 2017 och 2019, som följd av utvecklingen av social- och hälsovårdsreformen illustreras nedan i tabell 1, tillsammans med information om vilka medlemskommuner som tillhör varje samkommun.

Samkommun	Itä-Savon sairaanhoitopiiri	Etelä-Karjalan sosiaali- ja terveystieteiden keskuslaitos	Samkommunen för social- och hälsovårdstjänster i Kymmenedalen
Förkortning Inledde verksamheten	Sosteri 1.1.2007	Eksote 1.1.2010	Kymsote 1.1.2019
Medlemskommuner	Enonkoski Rantasalmi Nyslott (Savonlinna) Sulkava	Imatra Villmanstrand (Lappeenranta) Lemi Luumäki Parikkala Rautjärvi Ruokolax (Ruokolahti) Savitaipale Taipalsaari	Fredrikshamn (Hamina) Kotka Kouvola Miehikkälä Pyttis (Pyhtää) Vederlax (Virolahti)

Samkommun	Pohjois-Karjalan sosiaali- ja terveystieteiden keskuslaitos	Päijänne-Tavastlands samkommun för välfärd	Mellersta Österbottens social- och hälsovårdssamkommun	Samkommun för social- och hälsovårdstjänster i Södra Savolax
Förkortning Inledde verksamheten	Siun sote 1.1.2017	Phhyky 1.1.2017	Soite 1.1.2017	Essote 1.1.2017
Medlemskommuner	Heinävesi Ilomants (Ilomantsi) Joensuu Juga (Juuka) Kides (Kitee) Kontiolax (Kontiolahti) Lieksa Libelits (Liperi) Nurmes Outokumpu Polvijärvi Rääkkylä Tohmajärvi	Asikkala Gustav Adolfs (Hartola) Heinola Hollola Itis (Iitti) Kärkölä Lahtis (Lahti) Mörskom (Myrskylä) Orimattila Padasjoki Pukkila Sysmä	Karleby (Kokkola) Kronoby (Kruunupyy) Kaustby (Kaustinen) Vetil (Veteli) Perho Halso (Halsua) Lestijärvi Toholampi Kannus	Hirvensalmi Juva Kangasniemi St Michel (Mikkeli) Mäntyharju Pertunmaa Puumala

Tabell 1: Samkommuner som inledde sin verksamhet 2007–2019.

Dessa kommuner kommer att bilda behandlingsgruppen i regressionsmodellen som beskrivs i senare kapitel. Utöver samkommunerna som bildades 2017–2019, har liknande samkommunerna Sosteri och Eksote funnits sedan 2007 respektive 2010.

I juni 2021 godkände Finlands riksdag en reform av social- och hälsovården och räddningsväsendet (RP 241/2020 rd), som byggdes utgående från det tidigare försöket (Yle, 2021). Reformen innebar bildandet av 22 så kallade välfärdsområden, som i januari 2023 tog över ansvaret för ordnandet av social- och hälsovårdstjänsterna samt räddningsväsendet. Reformen gjordes med avsikt att garantera lika tillgång till tjänster i hela Finland via ökad centralisering och mera

robusta regionala myndigheter för ordnandet av social- och hälsovårdstjänster (SHM, 2021). Social- och hälsovårdsreformens förväntade nyttor baserar sig bland annat på antagandet att större anordnare av social- och hälsovård har bättre möjligheter att trygga både lika tillgång till tjänster och en effektiv verksamhet och förvaltning (SHM, 2021).

2.5. Frågeställning

Syftet med denna studie är att granska ifall bildandet av hälsovårdsområdena har lett till sänkta hälsovårdskostnader i medlemskommunerna, samt att därefter reflektera resultaten med tanke på social- och hälsovårdsreformen och välfärdsområdena.

För Fasta Finlands kommuner var social- och hälsovårdstjänsternas genomsnittskostnader 3632 euro per invånare år 2020. Av denna summa var 37 procent av kostnaderna specialvård, 18 procent primärvård och 13 procent tjänster för äldre (hemvård inte inkluderat). Totalt bestod alltså 68 procent av social- och hälsovårdstjänsternas kostnader av dessa tjänster. (Kommunförbundet, 2021).

Utgående från att dessa tjänster står för 68 procent av kostnaderna är det motiverat att påstå att besparingar måste göras inom specialvård, primärvård eller tjänster för äldre ifall social- och hälsovårdsreformen ska ha några betydelsefulla sänkande effekter på social- och hälsovårdskostnader i Finland. Eftersom det endast finns några fåtal år med data efter bildandet av de nya hälsovårdsområdena, begränsas studien till att granska effekter av dessa större organisationer endast på kort sikt. På grund av att data gällande tjänster för äldre var av lägre kvalitet än data för special- samt primärvård, kommer endast special- och primärvårdskostnaderna att undersökas. Gränsen mellan vad som är tjänster för äldre, och vad som är tjänster för personer med funktionsnedsättning är svår att definiera, vilket kan leda till olikheter i tjänsteproducenternas bokföring. På grund av detta valde jag att inte undersöka tjänster för äldre, trots att de står för en betydlig andel av kostnaderna.

Specialvård och primärvård är mer tydligt definierade och de är även de största kostnadsposterna, vilket gör dem av högsta intresse för studiens syfte. Utgående från teori om att olika tjänster har olika storlek på optimal kundbas som diskuteras i kapitel 3, vill jag skilt undersöka hur primär- och specialvårdens kostnader påverkas av omstruktureringen.

Frågeställningen som jag med denna studie försöker besvara är därmed följande:

- Har kommuner på kort sikt kunnat erbjuda primär- och/eller specialvård till lägre nettodriftskostnader genom att erbjuda tjänsterna via hälsovårdsområden?

Ifall medlemskommunerna som följd kunnat erbjuda sina hälsovårdstjänster billigare, är det delvis ett positivt tecken för social- och hälsovårdsreformen. Motsatta resultat skulle däremot vara oroväckande med tanke på den offentliga ekonomin i Finland. Med tanke på tidigare forskningsresultat som lyfts fram i kapitel 4, är signifikanta kostnadsbesparingar på kort sikt inte en självklarhet. Det är värt att nämna att hälsovårdsområdena som inledde sin verksamhet mellan åren 2017 och 2019 är så pass nya att besparingseffekter möjligen inte hunnit åstadkommas, fastän de kanske nås senare i framtiden. Teori om stordriftsfördelar baserar sig delvis på antagandet att betydande förändringar görs i själva enheterna som producerar tjänsterna, inte endast administrativa förändringar i organisationen som är ansvarig för tjänsterna. Ifall inga konkreta förändringar görs i medlemskommunerna med tanke på koncentration av tjänsteproduktion i större enheter, är det osannolikt att det uppnås några betydliga kostnadsbesparingar. Denna studie kommer dock inte att undersöka vilka konkreta förändringar som gjorts utöver överföringen av tjänsterna till ett hälsovårdsområde.

3. Teoretisk referensram

Eftersom länder har mycket olika sätt att ordna sina offentliga tjänster, är det utmanande att hitta exakt jämförbara situationer i tidigare forskning. Hur omfattande länders offentliga tjänster är och hurdana regionala myndigheter det är som ordnar tjänsterna, är exempel på faktorer som varierar från land till land och gör Finlands fall delvis unikt. Ett liknande fenomen, som däremot har undersökts relativt mycket, är kommunsammanslagningar, vars teori och forskningsresultat jag kommer att utnyttja i denna studie. Under de senaste årtiondena har kommunsammanslagningar gjorts i bred utsträckning i utvecklade länder från Skandinavien och Europa till Nya Zeeland och USA, med minskade kostnader med hjälp av stordriftsfördelar som den huvudsakliga motiveringen (Blom-Hansen et al., 2016).

Teori som talar för nyttorna större regionala myndigheter finns det gott om. Trots ett antal argument om potentiella nackdelar, talar teori mestadels för större myndigheter. I detta kapitel lyfter jag fram ett antal teorier som förklarar vad som kan ske i en kommunsammanslagning eller annan omorganisering. Stordriftsfördelar är det dominerande argumentet för större regionala myndigheter, så det diskuteras mera ingående. Teorikapitlet ger ett ramverk för tolkning av resultaten, men denna studie kommer inte att kunna fastställa vilka av de framförda teorierna och faktorerna det är som verkligen ligger bakom resultaten.

3.1. Den optimala storleken för en lokal myndighet och anpassning av tjänster

Ett centralt ämne för denna studies frågeställning är den optimala storleken för lokala myndigheters effektivitet. Det är detta som staten också i Finlands fall förändrar i samband med social- och hälsovårdsreformen, i och med att tjänsterna överförs från mindre myndigheter (kommuner) till större myndigheter (välfärdsområden). Cooter

och Ulens (2012) definition på effektivitet kan skrivas om med tanke på kommuners tjänsteproduktion enligt följande. Kommunens tjänsteproduktion är effektivt ifall ett eller bägge av två krav fylls: kommunen kan inte producera samma mängd tjänster till en lägre kostnad eller kommunen kan inte producera en större mängd tjänster till samma kostnad.

När det gäller kommuner eller myndigheter kan storlek tolkas på flera olika sätt: exempelvis den ekonomiska storleken på ett område, den geografiska storleken eller populationens storlek. I tidigare litteratur används ofta storleken på kommunens population för klassificering av kommunens storlek.

Försök att hitta den optimala storleken på regionala myndigheter har varit ett populärt tema inom politik. Trots att det finns argument för både större och mindre enheter, har gjorda omstruktureringar av myndigheter främst strävat efter större enheter, inte mindre. (Blom-Hansen et al., 2014).

Trots frågeställningens popularitet hävdar bland annat Hooghe och Marks (2009) att myndigheter i verkligheten formas utgående från helt andra faktorer än effektivitet, såsom historia och geopolitiska faktorer. Den huvudsakliga konflikten mellan stora och små enheter, enligt Oates (1972), är små enheters förmåga att bättre möta specifika behov i formandet av tjänster, medan större enheter kan dra nytta av stordriftsfördelar. Dahl och Tufte (1973) poängterar att invånare i mindre enheter är mera homogena och deras motivation att delta i samhället är högre än i stora enheter, där invånare har mer diversitet. Alesina och Spolaore (1997) har också undersökt den optimala storleken av myndighetsområden och kompromissen mellan nyttorna av stora myndighetsområden gentemot kostnaderna av att ha en heterogen och varierande befolkning inom området. Eftersom man i Alesinas och Spolaores modell antar att invånare inte kan flytta över myndighetsgränser, anpassar sig deras studie bättre till länder än kommuner. Detta eftersom människor rätt så enkelt kan flytta från en kommun till en annan. Bland Alesinas och Spolaores viktigaste resultat med tanke på denna studie är iakttagelsen att det som följd av demokratiska processer ofta bildas en större mängd jurisdiktioner än vad som skulle vara den mest effektiva lösningen. Med andra ord skapas det fler områden än vad som skulle skapas om en nyttomaximerande planerare skulle bestämma antalet länder i världen. Som

nyttor av större jurisdiktioner lyfter Alesina och Spolaore fram lägre per capita-kostnader för allmänna varor och också större länders bättre förmåga att ta emot oväntade eller oförsäkrade chocker², jämfört med små länders. Som nämnt tidigare var liknande resonemang en av motiveringarna till kommunsammanslagningarna under PARAS-projektet under Vanhanens regering. En svagt gemensam faktor verkar vara att effektivitet inte är den främsta bestämmande faktorn, när det kommer till bildandet av myndighetsområden. Saarimaa och Tukiainen (2018) lyfter fram att kommunsammanslagningar minskar på antalet platser i kommunfullmäktige, vilket utsätter politikerna för hårdare konkurrens över resterande platser. Inte ett direkt lockande incitament för beslutsfattarna, alltså.

Människor har olika behov och önskemål om hur mycket och hurdana tjänster som skall produceras. Pensionärer medför efterfrågan på åldringstjänster medan barnfamiljer kanske önskar omfattande utbildningsalternativ. Tiebout (1956) skapade en modell som antog att människor med liknande behov och önskemål skulle flytta till samma kommun, vilket skulle leda till att kommuner skulle ha betydliga skillnader i tjänsterna de erbjuder. Om man antar att sådana skillnader formats i kommuner med tiden, skulle kommunsammanslagningar av två eller flera till sina egenskaper olika kommuner, leda till en större varians av efterfrågade tjänster. Detta skulle göra det svårare för den nybildade kommunen att ordna de efterfrågade tjänsterna på ett effektivt sätt. Enligt Dowding et al. (1994) är det mycket sannolikt att en större mängd lokala myndigheter leder till mer homogen befolkning i kommunerna och de finner bevis på det i sin litteraturöversikt om Tiebouts teorier. Något bevis för effektivare allokering av resurser hittar de inte, men de hävdar att det är ett motiverat antagande. Genom att analysera data från Danmark, Nederländerna, Norge och Storbritannien, fann Denters (2002) att invånarnas tillit i lokala myndigheten hade ett negativt samband med myndighetens storlek, vilket också indirekt stöder dessa antaganden.

² Exempel: En liten kommuns största arbetsgivare går i konkurs eller flyttar bort. Kommunen tappar skatteinkomsterna från både företaget och arbetstagarna. En större kommun med flera stora arbetsgivare skulle inte vara lika svårt påverkad. En liten kommun kunde också drabbas av att ett fåtal invånare slumpmässig insjuknar i en sjukdom vars vård råkar vara extremt dyrt.

3.2. Stordriftsfördelar

Grunden för stordriftsfördelar kommer från mikroekonomi, noggrannare sagt produktionsteori. En organisation skapar en produkt eller en tjänst genom att införa kapital, arbetskraft och råvaror in i en process, vars utfall är produkten eller tjänsten. Hur mycket utfall som fås av processen och insatsen, kan definieras med hjälp av en produktionsfunktion. Om en organisation kan få en större mängd producerad utfall per insats, skulle organisationen dra nytta av stordriftsfördelar. (Perloff, 2018).

Allmänt sett anses stordriftsfördelar i såväl privata som offentliga sektorn öka av två huvudorsaker (Hirsch, 1959; Sawyer, 1985). För det första finns det ett antal fasta kostnader som fabriker, maskiner, sjukhus eller dylikt. Ju fler enheter av en vara eller tjänst man producerar, desto lägre blir marginalkostnaden. Den andra fördelen med större skala är att noggrannare fördelning av arbete blir möjligt, vilket ger nyttor med specialisering (Santerre, 2009).

När det kommer till stordriftsfördelar specifikt inom sjukvård är det följande argument för stordriftsfördelar som förekommer ofta (Lillrank et al., 2015; Dranove, 1998; Santerre, 2009):

- spridning av fasta kostnader och utnyttjande av att många kostnader inte ökar i proportion med anläggningens storlek
- specialisering av arbetskraften gör individer mer effektiva på sina arbetsuppgifter
- specialisering av enheter möjliggör bättre utrustning och kontroll möjliggör mindre arbetskostnader eller förbättring av kvaliteten
- utnyttjandet av arbetskraften höjs
- inköpsvolymen blir större vilket ofta innebär ökad förhandlingsstyrka
- standardisering och processförbättringar skapas som en följd av den stora mängden produktion med tiden.

I offentlig sjukvård kunde spridning av fasta kostnader exempelvis tänkas i form av en dyr maskin på ett sjukhus som inte används till sin fulla kapacitet. Enhetskostnaden för varje användning av maskinen minskar ju mer den används. Det kan också vara något så enkelt som en fastighet som inte används till sin fulla potential. Specialisering av anläggningar eller arbetskraft kunde exempelvis tänkas som en kirurg som endast gör någon specifik typ av operation och blir väldigt skicklig och effektiv på det, eller ett sjukhus som endast gör knäoperationer.

Förutom att utnyttjandet av arbetskraft underlättas i större organisationer, lyfter Moision och Luoma (2005) fram att små hälsostationer kan ha stora problem att både locka till sig arbetskraft och att hitta vikarierande arbetskraft vid behov. Detta kan också innebära att de är tvungna att betala högre löner till sin arbetskraft än större hälsostationer, som har lättare att få tag på arbetskraft (Moision & Luoma, 2005). Utnyttjandet av arbetskraften kunde gynnas av större myndigheters möjligheter att hitta vikarier vid sjukfrånvaro, eller av att allokera mera personal till ett visst område när efterfrågan där stiger plötsligt. Detta kunde lyckas lättare då all personal arbetar för samma regionala myndighet, istället för ett flertal olika kommuner och samkommuner inom samma område.

Stort sett finns det färre stordriftsfördelar att nå i arbetskraftsintensiva tjänster, där en viss ökning i produktion medför en proportionell ökning i arbetskraft som behövs (Dollery & Fleming, 2006). Däremot poängterar Dollery och Fleming att kapitalintensiva tjänster, där stora fasta kostnader kan utnyttjas med en högre användningsgrad, har bra förutsättningar för stordriftsfördelar. Av kommunernas social- och hälsovårdstjänster kunde åtminstone specialiserade sjukvården tänkas som kapitalintensiv, på grund av dess sofistikerade maskiner och dyra lokaler.

Omstrukturering av lokala myndigheter har ofta utgått från antagandet att stordriftsfördelar som dessa skulle nås genom att skapa större kommuner genom sammanslagningar.

Stordriftsfördelar ökar dock inte i all oändlighet (Sloman & Wride, 2009). Vid någon punkt börjar nyttan avta och enhetskostnaderna stiga på grund av svårigheter med kommunikation och koordinering (Svarts 2017; Blom-Hansen et al., 2014). I stora

organisationer med flera nivåer av ledning blir det svårare att övervaka om beslut som fattats följs (Blom-Hansen et al., 2014). Harjunen et al. (2010) hävdar att förhållandet mellan kommunens kostnader per invånare och befolkningsmängd kan illustreras med en U-formad kurva, där invånarmässiga kostnaderna sjunker ner till en viss befolkningsmängd, varefter de börjar öka tillsammans med befolkningsmängden.

Alesina och Spolaore (1997) poängterar att efter en viss punkt börjar stordriftsfördelar motverkas av trängsel och koordineringsproblem. Alesina och Spolaore lyfter också fram en politisk utmaning eller kostnad som orsakas av en mera heterogen och diversifierad befolkning, vilket gör det svårt för beslutsfattare att tillfredsställa befolkningen. Ytterligare en mekanism som motverkar stordriftsfördelar i hälsovård är ökade kostnader för att betjäna avlägsna kunder (Svarts, 2017). Detta kan vara en betydlig faktor i ett så glesbeott land som Finland.

Blom-Hansen et al. (2016) lyfter fram två centrala problem med stordriftsfördelar i teorin. Som första problem i samband med offentliga tjänster lyfter Blom-Hansen et al. fram det faktum att kommuner oftast erbjuder ett flertal olika tjänster. Alla dessa tjänster kan ha en varierande optimal storlek på myndigheten eller befolkningsbasen, vilket försvårar ekvationen att producera alla tjänster på en optimal nivå. Med tanke på detta kan det vara välmotiverat att den finländska reformen fokuserar på social- och hälsovårdstjänster, medan ansvaret för till exempel utbildningstjänster förblir oförändrade. Som det andra centrala problemet lyfter Blom-Hansen et al. (2016) fram att stordriftsfördelar är mer beroende av den konkreta enheten som producerar själva tjänsten. Detta kan till exempel vara en hälsostation, ett sjukhus, en grundskola eller ett bibliotek. Stordriftsfördelar skulle alltså nås bättre om alla skolor skulle vara större, jämfört med om skoldistriktet blir större men alla skolor förblir små till sin storlek.

I en kvalitativ studie av Svarts (2017) intervjuades 20 stycken chefer inom hälsovårdssektorn om deras uppfattningar av stordriftsfördelar inom hälsovårdsbranschen. Uppfattningen om stordriftsfördelar var olik för olika typer av tjänster. För kirurgi uppfattades det finnas potential för spridning av fasta kostnader samt processförbättringar. För slutenvård ansågs det finnas potential för spridning av

fasta kostnader samt kostnader för jourläkare, medan det inte ansågs finnas betydlig potential för stordriftsfördelar inom öppenvård.

Om målet med kommunsammanslagningen är att åstadkomma stordriftsfördelar, betyder det att produktionen av tjänster bör koncentreras till större enheter. Detta betyder i sin tur att avståndet till tjänster kommer att öka för vissa invånare, vilket kan upplevas som en försämring av välmående. Beslutsfattarna i mindre kommuner har också en bättre möjlighet att känna till befolkningens tjänstebehov och – önskemål, vilket gör anpassningen av tjänster lättare inom kommunen. (Saarimaa & Tukiainen, 2018).

3.3. Potentiella nackdelar med kommunsammanslagningar

Liksom utmaningen med att hitta specifik teori för nyttor med omorganisering av regionala myndigheter på sättet som sker i Finlands reform, är det utmanande att hitta teori som talar för de negativa följderna i dessa specifika situationer. På grund av detta anpassas teori och forskningsresultat utgående från kommunsammanslagningar även i detta samband. De potentiella nyttorna av en kommunsammanslagning utgående från Alesinas och Spolaores (1997) modell diskuterades redan innan, men slantens andra sida är potentiella nackdelar som följd av ökad heterogenitet bland kommunerna. Ju mer kommuner slås ihop, desto mer lika varandra blir de. Detta gör det svårare för människor att hitta en kommun som uppfyller deras efterfrågan för specifika tjänster. Detta tillsammans med Oates (1972) iakttagelse om hur mindre kommuner lättare kan anpassa sina tjänster för sina invånare, är exempel som tyder på eventuella välfärdsförluster i samband med kommunsammanslagningar. Det är också värt att poängtera att situationen där tjänsters enhetskostnader minimeras inte sannolikt är situationen som invånare finner mest gynnsam. Det är dock värt att nämna att man i Finland vill åstadkomma mer jämlika tjänster i alla områden som följd av reformen. På sätt och vis innebär denna ökning av heterogenitet just det.

Kommuner är ofta mycket arbetskraftsintensiva, vilket innebär att en stor andel av kostnaderna uppstår av personalkostnader. Ifall arbetsplatser skyddas i samband med kommunsammanslagningar, är det svårt att uppnå besparingar då mängden personal inte minskas. Övergångskostnader kan också uppstå som följd av svårigheter att omorganisera enheter och ändra på arbetssätt, vilket åtminstone tillfälligt kan ytterligare sänka på effektiviteten. (Fox & Gurley, 2006).

Övergångskostnader är speciellt aktuella med tanke på Finlands reform, eftersom omstruktureringen är så omfattande. Utöver personalkostnader förväntas reformen orsaka stora kostnader i form av IT infrastruktur samt allmänt förberedande arbete. Övergångskostnader och andra problem i samband med stora omstruktureringar har studerats mycket inom företagsköp och fusioner. Stora företagsköp och fusioner stöter ofta på problem, vilket kan leda till att de förväntade nyttorna inte nås (Vazirani, 2012).

4. Tidigare empirisk forskning

Kommunsammanslagningar är ett fenomen som både utövats och undersökts mycket i utvecklade länder. Som stöd för kommunsammanslagningars popularitet i utvecklade länder, finns det förvånansvärt lite empiriskt bevis på ekonomiska nyttor. I detta kapitel kommer jag att lyfta fram resultat från empirisk forskning som gjorts på kommunsammanslagningar av olika slag, både i Finland och i andra länder. I detta kapitel presenteras först forskningsresultat om omstruktureringar i Finland, sedan i omvärlden och till sist angående den optimala kundbasen för tjänster.

4.1. Kommunsammanslagningar och omstruktureringar i Finland

4.1.1. Kommunsammanslagningar

Djupsund, Helander & Ståhlberg (1975) undersökte redan år 1975 tio kommunsammanslagningar som genomfördes i Finland år 1969. De fann att både kommunernas administrativa och sociala kostnader växte långsammare i behandlingsgruppen än i jämförelsekommunerna. Liknande effekter fann Djupsund et al. dock inte när de granskade hälsovårdsutgifterna i kommunerna. Moisio och Uusitalo (2013) undersökte också ekonomiska följder av kommunsammanslagningar som skedde mellan åren 1970 och 1981 och fann med sin matchningsanalys att kommunerna endast lyckades spara på administrativa kostnader, och att dessa besparingar var betydligt mindre än kostnadsökningarna på andra delområden som utbildning och hälsovård. Kostnadsbesparingar uppstår dock inte nödvändigtvis direkt efter en kommunsammanslagning. Enligt Kallio et al. (2012) kan det ta fem till tio år för de potentiella nyttorna att uppstå. Trots detta fann Moisio och Uusitalo (2013) i sin studie att kommunerna som var med i sammanslagningarna 1970–1981 fortfarande tio år efteråt hade högre kostnader jämfört med kontrollgruppen.

Det redan nämnda PARAS-projektet i Finland utgjorde ett naturligt experiment där forskare kunnat undersöka kommunsammanslagningarnas effekter. Bland annat Saarimaa och Tukiainen (2015) och Harjunen et al., (2017) har undersökt de ekonomiska följderna av dessa kommunsammanslagningar, som varit frivilliga beslut av kommunerna själva, inte tvingade av staten. Saarimaa och Tukiainens (2015) difference-in-differences (DD) analys av dessa kommunsammanslagningar visar resultat som tyder på snålskjutsbeteende bland kommunerna. Saarimaa & Tukiainen poängterar att den minst ett år långa övergångstidsperioden mellan beslutet för kommunsammanslagningarna och tidpunkten då den verkställs, ger möjligheter för sådant beteende. Studien visade att ju högre incitament för snålskjuts en kommun hade, desto mera skuldsatte sig kommunen innan sammanslagningen. Speciellt små kommunerna hade stora incitament för snålskjuts och skuldsatte sig mycket innan kommunsammanslagningens verkställande. På detta sätt kunde kommunerna skaffa förbättringar för sina invånare med skuldpenningar, innan skuldbördan senare delades med grannkommunen som kommunen sammanslogs med.

Harjunen et al. (2017) använde sig också av en DD analys av kommunsammanslagningarnas ekonomiska följder. De undersökte kostnadsutvecklingen i de sammanslagna kommunerna och jämförde med områden som var potentiella mål för sammanslagningar, men som inte valde att slå ihop sig. Studien visade att sammanslagningarna inte ledde till önskade besparingar varken före eller efter att en fem års uppsägningsskydd för offentliga sektorns personal tog slut. Däremot fann de inte heller att kommunsammanslagningarna skulle ha lett till signifikanta kostnadsökningar heller.

Också ett delvis motsatt fenomen, där kommuner har sagt upp sitt samarbete med andra kommuner, har det forskats i. I en undersökning om kostnaderna för primärvård per capita i kommuner som gått ur samkommuner visade (Luoma et al., 2007) resultat som tydde på att deras kostnader var i snitt 2–3 procent högre än i sådana som fortsatte erbjuda tjänsterna via samarbetsorganisationer. Studien visade att speciellt de minsta kommunerna hade svårigheter att hålla primärvårdens kostnader låga. Detta kunde delvis förklaras av att mängden prestationer ökade

(tjänsterna användes mera), men en minskning i effektiviteten jämfört med kontrollgruppen kunde ses några år efter förändringen.

Trots att det finns mycket skillnader mellan kommuner när det kommer till kostnader och effektivitet av erbjudna tjänster, förklaras dessa oftast mera av andra faktorer än storleken av befolkningsbasen eller enheten som erbjuder tjänsterna (Luoma & Moio, 2005; Luoma et al., 2007).

Trots inkonsekventa forskningsresultat av kommunsammanslagningarnas nyttor, gjorde Haveri och Nieminen (2003) en studie där lokala förtroendevalda och tjänsteinnehavare svarade på ett frågeformulär om kommunsammanslagningars effekter dryga fem år efter genomförandet. I studien fann Haveri och Nieminen att majoriteten av de tillfrågade tyckte att sammanslagningen i snitt har bidragit till starkare näringsliv, bättre tjänsteutbud samt starkare ekonomi i kommunsammanslagningarna i Heinola, Lojo och Borgå.

4.1.2. Förvaltningsförsöket i Kajanaland

När förvaltningsförsöket i Kajanaland inleddes år 2005, var den bildade organisationen den första av sitt slag. Syftet med förvaltningsförsöket som var aktivt åren 2005–2012, var att skapa ett beslutfattningssystem som tryggar tillgången på tjänster i landskapet och bevakar landskapets intressen. (Inrikesministeriet, 2003). Social- och hälsovården sköttes av samkommunen Kainuun sosiaali- ja terveydenhuollon kuntayhtymä, medan gymnasial utbildning, yrkesutbildning och yrkesinriktad vuxenutbildning sköttes av samkommunen Kainuun koulutusyhtymä. Detta var första gången social- och hälsovårdstjänster organiserades på landskapsnivå i Finland, vilket gör försöket intressant med hänsyn till denna studies frågeställning. Till skillnad från samkommuner, valdes landskapets bestämmande organ med val och dess finansiering var också olik från traditionella samkommuner. Medlemskommunerna betalade endast en fast kostnad, som var i förhållande till deras inkomster och motsvarade cirka 60 procent av kommunens skatteinkomster

och statsandelar år 2010 (Hämäläinen & Moisio, 2010). Ett mer allmänt sätt att sköta samkommuners finansiering är på basis av användningen av samkommunens tjänster. Exempelvis i sjukvårdsdistrikt baserar sig kommunernas betalningar på användningen av specialvårdstjänster. Enligt Haveri et al (2015) lyckades Kajanalands-försöket motverka ökningen av social- och hälsovårdskostnader i Kajanaland och områdets kostnadsökningar minskade med nästan 50 procent, till en nivå som var betydligt mindre än landets genomsnitt. Före experimentet var kostnadsökningarna högre än genomsnittet i Finland (Airaksinen et al., 2008). Målet att säkra utbudet på service av tillräcklig kvalitet nåddes speciellt bra i social- och hälsovårdstjänster medan experimentet var mindre lyckat med hänsyn till områdets ekonomiska utveckling och hindrandet av emigration (Jäntti et al., 2010).

Resultaten av denna utredning har dock fått kritik av bland annat Statens revisionsverk, som poängterat att saknaden av en ordentlig kontrollgrupp samt förklaringar om vilka kostnader det är som mäts (Hämäläinen & Moisio, 2010).

Hämäläinen och Moisio åtgärdar dessa brister i deras undersökning (2010) och finner att ökningarna av Kajanalands social- och hälsovårdsnettodriftskostnader var lägre än kontrollgruppens endast för åren 2005 och därefter har experimentet varken ökat eller minskat på nettodriftskostnaderna betydligt. Detta strider med resultaten i Jäntti et al. (2010), som visade en sänkande effekt för varje år för tidsperioden 2005–2009.

Efter förvaltningsförsöket i Kajanaland bildades samkommunen Sosteri år 2007 och sedan Eksote år 2010. I sin undersökning fann Erhola et al. (2014) med hjälp av matchningsanalys att Eksotes medlemskommuner lyckades sakta ner ökningen av hälsovårdens nettodriftskostnader under sina första tre verksamhetsår och presterade bättre än kontrollgruppen. Under åren 2010–2012 minskade kostnaderna i Eksote kommunerna med -0,2 procent per år, medan motsvarande tal i kontrollgruppen var +2,2 procent. Denna skillnad innehåller dock inte ett kumulativt underskott som bildades under Eksotes verksamhet. Med underskottet medräknat, uppskattas ungefär hälften av effekten försvinna. Erhola et al. (2014) sammanfattar sin undersökning med att konstatera att det finns skäl att tro att det är billigare att ordna social- och hälsovårdstjänsterna via ett hälsovårdsområde.

4.2. Omstruktureringar i andra länder

I Danmark gjordes en reform år 2007, där 239 kommuner slogs samman för att bilda 66 nya enheter, också denna med standardisering och besparingar som huvudsakliga motiveringar (Olejaz et al., 2012). Dessa bestod i princip av alla kommuner som hade färre än 20 000 invånare, vilket lämnade allt som allt 32 kommuner opåverkade av reformen (Mouritzen, 2010). Vid undersökning hade reformen medfört en minskning av administrativa kostnader (Blom-Hansen et al., 2014; Blom-Hansen et al., 2016). Trots denna effekt på administrativa kostnader, som endast utgjorde cirka 10 procent av totala kostnaderna, fann Blom-Hansen et al. (2016) inte en signifikant effekt på kostnader i sin helhet. Däremot fann Blom-Hansen (2010) att kommuner visade tecken på att öka sitt spenderande innan en sammanslagning för att sedan dela på lånebördan med den andra kommunen. Liknande tecken på snålskjutsbeteende innan kommunsammanslagning har hittats av exempelvis Hinnerich (2009), som undersökte kommunsammanslagningar i Sverige.

Nelson (1992) undersökte två kommunreformer som genomfördes i Sverige år 1952 samt 1962. Som följd av första reformen minskade antalet kommuner från 2498 stycken till 848. Den senare reformen fortsatte denna utveckling och år 1973 var antalet kommuner i Sverige endast 282. Nelson fann motstridiga resultat i och med att första reformen som kraftigt minskade på antalet små kommuner hade dämpande effekter på kostandstillväxten, medan den senare reformens behandlingseffekt gav motsatta resultat. Nelsons slutsats var att en större mängd kommuner kan hjälpa förhindra kostnadstillväxter, givet att kommunerna inte är allt för små till storleken. Hanes (2003) fann liknande resultat gällande reformen 1952, men resultaten visade sig inte tåla kontroll för selektionsbias.

Studier av Blesse och Baskaran (2016) samt Allers och Geertsema (2016) har gett resultat som tyder på att frivilliga kommunsammanslagningar inte haft önskade följder med tanke på kostnadsbesparingar i Tyskland respektive Nederländerna. Däremot har Reingewertz (2012) visat att tvingade kommunsammanslagningar i Israel lyckades sänka på kostnader, medan Blesse och Baskaran (2016) visat liknande resultat från tvingade sammanslagningar i Tyskland.

4.3. Den optimala befolkningsbasen

När stordriftsfördelar i kommunala tjänster diskuteras, är befolkningsbasen en variabel som får mycket uppmärksamhet i undersökningar. Enligt teori nås stordriftsfördelar optimalt vid någon viss produktionsmängd, varefter nyttan börjar avta när produktionsmängden ökas ytterligare. Många undersökningar har undersökt den optimala storleken på befolkningsbasen med hänsyn till diverse offentliga tjänster. Loikkanen och Susiluoto (2005) undersökte faktorer som påverkar kostnadseffektiviteten på den kommunala basservicen och fann att effektiviteten var som högst med en befolkningsmängd på 10 000 invånare, och sjönk därefter då befolkningsmängden ökade. Även i en senare studie fann Loikkanen och Susiluoto (2009), att befolkningsmängden som minimerade invånarmässiga kostnaderna i kommunen var mellan 10 000 och 15 000 invånare. De poängterade dock att skillnaden till de andra storleksklasserna var liten och innehöll en del osäkerhet.

I en undersökning av paneldata för finska kommuner för åren 2015–2017, fann Vartiainen (2019) att kommuner med en befolkningsbas mellan 20 000 och 49 999 hade det mest gynnsamma sambandet med kommunens totala nettodriftskostnader. Nästbäst var kommuner med 10 000–19 999 invånare. Kommunerna var indelade i fem grupper på basis av befolkningsbasen; mindre än 4 000, 4 000–9 999, 10 000–19 999, 20 000–49 999 och större än 50 000. Kommunerna med en befolkningsbas som var mindre än 4 000 hade i snitt de högsta kostnaderna. Likt teori om stordriftsnackdelar, hade stora kommunerna med mer än 50 000 invånare högre kostnader än alla andra grupper förutom kommunerna med färre än 4 000 invånare. När Vartiainen gjorde samma undersökning på hälsoväsendets nettodriftskostnader, var stora kommunerna till och med dyrare än de minsta kommunerna. De mest effektiva kommunerna var de med en befolkningsbas mellan 10 000–49 999 (2 grupper). Detta väcker tanken att skillnaden kunde bero på att dyra specialvården koncentreras till stora städerna, men dessa kostnader borde i praktiken faktureras till kommunerna.

Aaltonen et al. (2004) undersökte hälsostationers effektivitet mellan åren 1988 och 2002 och fann att hälsostationer med en befolkningsbas under 5 000 invånare

var i snitt mindre effektiva än hälsostationer med större befolkningsbas. Däremot visar Luoma och Moisio (2005) att hälsostationer med befolkningsbas större än 40 000 invånare år 2003 var mindre effektiva än genomsnittet, medan kommuner hälsostationer med en befolkningsbas mellan 5 000–14 999 invånare hade högst effektivitet. Luoma och Moisio fann dock att detta samband mellan befolkningsbas och hälsostationers effektivitet inte var statistiskt signifikant.

I sin undersökning fann Vohlonen (2011) att det är så gott som omöjligt för kommuner att göra prognoser över sina specialvårdskostnader, ifall befolkningsbasen är mindre än 20 000 invånare. Vohlonen lyfte fram 20 000 invånare som minimivärde samt 200 000 invånare som maximivärde för en optimal befolkningsbas för effektiva prognoser över hälsovårdskostnader. Små kommuner med befolkningsbaser under 20 000 kan få betydliga kassaflödeproblem, ifall det uppstår överraskande "kostnadsspikar" på grund specialvård (Vohlonen, 2011).

När Santerre (2009) undersökte lokala hälsoavdelningar i USA, visade det sig att kostnadseffektivitet för lokala hälsoavdelningar nås vid en befolkningsstorlek på cirka 100 000 invånare, varefter ingen ytterligare nytta av ökad befolkning fås. I hans studie uppskattade han att en hälsoavdelning med 50 000 invånare skulle spendera 30,7 procent färre per capita, än en annars motsvarande avdelning med 10 000 invånare.

Utgående från tidigare forskning kan det konstateras att det inte finns någon entydig optimal befolkningsbas, men att teori om stordriftsfördelar och avtagande stordriftsfördelar stämmer överens med empiri. När det gäller specialvård, poängterar Moisio och Luoma (2005) att forskning ofta tyder på att stordriftsfördelar slutar öka när sjukhusets storlek når 100–200 bäddplatser, och att stordriftsnackdelar blir betydliga när sjukhusets storlek överskrider 600 bäddplatser.

5. Data

För att undersöka hur kostnaderna för social- och hälsovårdstjänster utvecklats i hälsovårdsområdenas medlemskommuner, har jag samlat paneldata från Sotkanet, Statistikcentralen och FPA. Paneldatat omfattar alla Finlands fastlandskommuner för åren 2006–2020. I tabell 2 nedan illustreras hur observationerna i data ser ut:

Kommun	År	X1	X2	Y1	Y2
Mörskom	2010	509	784,1	210	92,5
Aura	2010	492	671,4	193,2	106,2
Mörskom	2011	559,9	862,51	231	101,75

Tabell 2: Exempel på observationer i data

Jag har valt att utesluta Ålands kommuner på grund av att dessa kommuner har begränsade alternativ när det gäller att ordna sina tjänster på olika sätt. Dessutom är deras data om nettodriftskostnader bristfälligt och skulle orsaka oönskade störningar i regressionsmodellen som beskrivs i kapitel 7. Ytterligare har jag valt att exkludera data för kommunerna Hyrynsalmi, Kajana, Kuhmo, Paltamo, Puolanka, Ristijärvi, Sotkamo och Suomussalmi på grund av att de var med i förvaltningsförsöket i Kajanalands mellan 2005–2012 och har inte rapporterat de uppgifter till kommunernas statistik. På grund av detta är deras tal inte jämförbara med resten och de har därför exkluderats från datamaterialet.

5.1. Utfallsvariabler

Utfallsvariablerna i denna studie är nettodriftskostnader för primär- och specialvården. Kostnadsstatistiken baserar sig på statistik över kommunernas och samkommunernas ekonomi. Kommunerna och samkommunerna fyller i enkäter för statistik över deras ekonomi utgående från deras årsbokslut och statistiken samlas in av Statistikcentralen. I denna statistik ingår intäkter och kostnader enligt

resultaträkningen, finansiella poster enligt finansieringsanalysen samt tillgångar och skulder enligt balansräkningen. År 2015 skedde det ett antal förändringar i insamlingen av statistiken som eventuellt kan ha en liten inverkan på regressionsanalysen. De största ändringarna är inkluderingen av affärsverk i ekonomiuppgifterna samt en del ändringar i olika uppgiftsklasser. (Statistikcentralen, u.å. A). På grund av att ändringarna berör alla kommuner, kommer årsfixa effekter att hjälpa lösa detta problem.

Nettodriftskostnaderna beräknas genom att dra av driftsintäkterna från driftskostnaderna. Till driftskostnaderna hör verksamhetsutgifter samt nedskrivningar och överföringskostnader. Driftsintäkterna omfattar verksamhetsinkomster och överföringsintäkter. THL har relaterat uppgifterna till befolkningen på basis av uppgifterna i Statistikcentralens befolkningsstatistik. Nettokostnader fungerar bättre i denna studie, eftersom observationerna är mer jämförbara, än vad de skulle vara med bruttokostnader. Nettokostnaderna beaktar situationer där kommun A producerar en tjänst till kommun B, som betalar till kommun A för tjänsterna. Bruttokostnaderna skulle inte beakta driftsintäkterna som kommun A får från kommun B, och kommun A:s bruttokostnader skulle vara för stora i jämförelse. (Vartiainen, 2019)

Utfallsvariablerna som undersöks med hjälp av regressionsmodellerna är presenterade nedan i tabell 3 tillsammans med deskriptiv statistik. Båda variabler är i formen nettodriftskostnader i euro per invånare för ett år. I materialet fanns det ett fåtal observationer där utfallsvariablerna hade negativa värden, vilket sannolikt beror på korrigeringar som gjorts för fel i tidigare års bokföring eller dylikt. I sin undersökning av sätt att hantera bristfälliga observationer i regressioner, fann Haitovsky (1968) att raderande av observationerna fungerar bra i fall där mängden är förhållandevis liten. Utgående från detta raderades de få bristfälliga observationerna från datamaterialet. Trots att observationer med bristfälliga värden för kostnader har raderats bort, kommer skillnader i bokföringspraxis fortfarande att försvaga jämförbarheten mellan kommunerna. Efter radering av nämnda kommuner och enstaka observationer med felaktiga data, består datamaterialet av 4248 observationer.

Specialiserade sjukvården inkluderar dess slutenvård och öppenvård inklusive den vård som ges på hälsovårdscentralerna. Dessutom inkluderar variabeln kostnaderna för dag- och nattsjukvård samt de "halvöppna" vårdformerna inom psykiatri (internat, rehabiliteringshem, grupphem, familjevård osv.). Specialiserade sjukvården ordnas typiskt sett i sjukhus av sjukvårdsdistrikten, som kommunerna köper tjänsten av. Med andra ord ordnas specialiserade sjukvården av rätt så stora organisationer även i kontrollgruppens fall.

Primärvården inkluderar sluten- och öppenvård, skolhälsovård och skolpsykologverksamhet samt mentalvårdsbyråer och motsvarande verksamhet som upprätthålls av primärvården. Variabeln har beräknats genom att samla in data för primärvården inklusive mun och tandvården samt de enskilda kostnaderna för mun och tandvården. Därefter har kostnaderna för mun- och tandvården subtraherats bort från primärvården för att bättre kunna undersöka effekter på primärvården i regressionsanalysen. Primärvården ordnas i typiska fall via kommunernas hälsocentral.

Nettodriftskostnader i euro / invånare

Variabel	Obs.	Medeltal	Standardavvikelse	Min	Max
Specialvården	4 248	1 151,16	245,04	551,50	2064,10
Primärvården	4 248	657,43	223,79	151,61	2301,90

Tabell 3: Utfallsvariabler och deskriptiv statistik

Tabell 3 visar att specialiserade sjukvården är den större av dessa kostnader, då primärvårdens i snitt kostat cirka 657€/invånare/år medan specialvården kostat ungefär 1151€/invånare/år. För utförandet av själva regressionsanalysen kommer dessa utfallsvariabler att logaritmeras. Spridningen på utfallsvariablerna är betydlig. Det minsta värdet för specialvården är cirka 551 medan största värdet är 2064. För primärvården är motsvarande tal 151 och 657. Detta förklaras dock av att också variationen i användningen av tjänster är stor (se tabell 4). Befolkningens egenskaper kan variera mycket mellan olika kommuner. Också inom samma kommun kan användningen av hälsovårdstjänster variera mycket från år till år, vilket orsakar att också kostnaderna varierar från år till år.

Undersökningen av tjänsternas nettodriftskostnader skilt möjliggör noggrannare analys av hur kostnaderna av tjänsterna betar sig i samband med bildandet av hälsovårdsområden. Detta är av intresse på grund av möjligheten att vissa tjänster kan gynnas av större kundbas medan andra kanske inte gör det. Om vi endast skulle kolla på hälsoväsendets nettodriftskostnader i sin helhet, kunde eventuella ökning och sänkningar i tjänsters nettodriftskostnader motverka varandra och eventuellt gömma intressanta insikter.

5.2. Skapandet av behandlingsgrupp och kontrollgrupp

Största delen av hälsovårdsområdena inledde sin verksamhet år 2017, men också åren 2007, 2010 och 2019 har enskilda hälsovårdsområden inlett sin verksamhet. Eftersom bildandet av hälsovårdsområden inte skedde samtidigt för alla kommuner som undersöks i denna studie, kommer analysen att vara tudelad. I första skedet av analysen kommer behandlingsvariabeln att anta värdet 1 för alla kommuner som tog "tjuvstart" inför reformen och gick med i någon av de år 2017 grundade hälsovårdsområdena. Trots att ingen social- och hälsovårdsreform skedde mellan åren 2015–2019, kommer jag i denna studies första del att anta att reformen skedde 1.1.2017. Kommunerna som hör till Sosteri, Eksote och Kymsote lämnas bort för att inte orsaka störning mellan kontroll- och behandlingsgrupp, eftersom de började erbjuda sina hälsovårdstjänster via ett hälsovårdsområde åren 2007, 2010 respektive 2019. Kommunerna som bildar behandlingsgruppen ses i tabell 1 i kapitel 2.4, de uteslutna kommunerna likaså. Kontrollgruppen bildas av de övriga kommuner som erbjuder sina social- och hälsovårdstjänster utan ett hälsovårdsområde, där primär- och specialvård integreras under samma organisation. Dessa är kommuner som skulle ha varit tvingade att överföra tjänsterna till ett hälsovårdsområde, hade reformen gått igenom. Eftersom reformen inte gjorde det, möjliggör det analys av skillnader mellan dessa två grupper.

I analysens andra skede tas även kommunerna från Sosteri, Eksote och Kymsote med i behandlingsgruppen. I detta fall kommer behandlingsvariabeln att anta värdet 1 för de kommun-årtal kombinationer där kommunen erbjuder primär- och specialvården via samkommunen. Till exempel kommer då Kymsotes kommuner att anta värdet 0 enda till och med år 2018, varefter de antar värdet 1 för åren 2019 och 2020.

5.3. Oberoende variabler

De oberoende variablerna har valts för att så väl som möjligt ta hänsyn till faktorer med samband till nettodriftskostnaderna. Speciellt viktiga är kontrollvariabler som tar i beaktande användningen av de olika tjänsterna. Eftersom tjänster används i olika mån i olika kommuner, varierar nettodriftskostnaderna per capita mellan kommunerna redan på grund av detta. En kommun med höga kostnader per invånare kan också vara kostnadseffektiv, ifall mängden tjänster som produceras är hög (Vartiainen, 2019). Med hjälp av dessa kontrollvariabler försöker jag isolera behandlingseffekten på utfallsvariablerna så bra som möjligt.

Variabel	Obs.	Medeltal	Standardavvikelse	Min	Max
Befolkningen, medelfolkmängd	4 248	18 742,05	47 790,07	694,50	655 377,50
Arbetslösa, % av arbetskraften	4 248	10,48	3,55	2,20	24,70
75 år och över, % av befolkningen	4 248	11,01	3,30	2,80	21,60
Befolkningstäthet, invånare/km2	4 248	60,84	235,18	0,20	3 083,40
Primärv. : Öppenvårdens läkarbesök*	4 248	1 594,40	548,30	16,00	14 066,00
Primärv. : Slutenvårdens vårdperioder*	4 248	75,92	49,95	0,10	291,60
Primärv. : Slutenvårdens vårddygn*	4 248	1 241,18	978,15	1,00	7 209,60
Specialv. : Öppenvårdsbesök inom somatisk vård*	4 248	1 336,69	323,11	475,50	2 813,90
Specialv. : Vårdperioder på vårdavdelning i somatisk vård*	4 248	156,50	31,81	79,30	311,50
Specialv. : Vårddygn på vårdavdelning i somatisk vård*	4 248	619,33	189,97	234,70	2 003,90

*Besök, vårdperioder och vårddygn per 1 000 invånare

Tabell 4: Kontrollvariabler och deskriptiv statistik

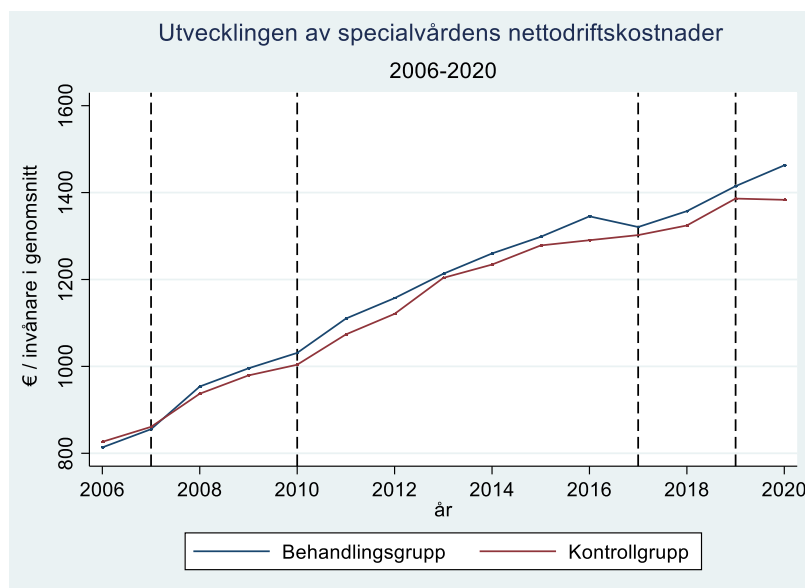
Från tabell 4 kan man läsa ut att vad som gäller mängder prestationer per tjänst så är det läkarbesök på öppen sjukvård inom primärvården, öppenvårdsbesök inom specialiserad somatisk vård och slutenvårdens vårddygn inom primärvården som är de största prestationsklasserna. En blick på de minsta respektive största talen avslöjar

även att det finns enorma skillnader gällande användningen av tjänster mellan kommuner, vilket gör det viktigt att inkludera dessa i regressionerna. Demografiska faktorer som andelen av befolkningen som är över 75 år gammal varierar mycket, där lägsta värdet är 2,8 procent och högsta värdet 21,6 procent. Arbetslöshetens och befolkningstäthetens variation är ännu större.

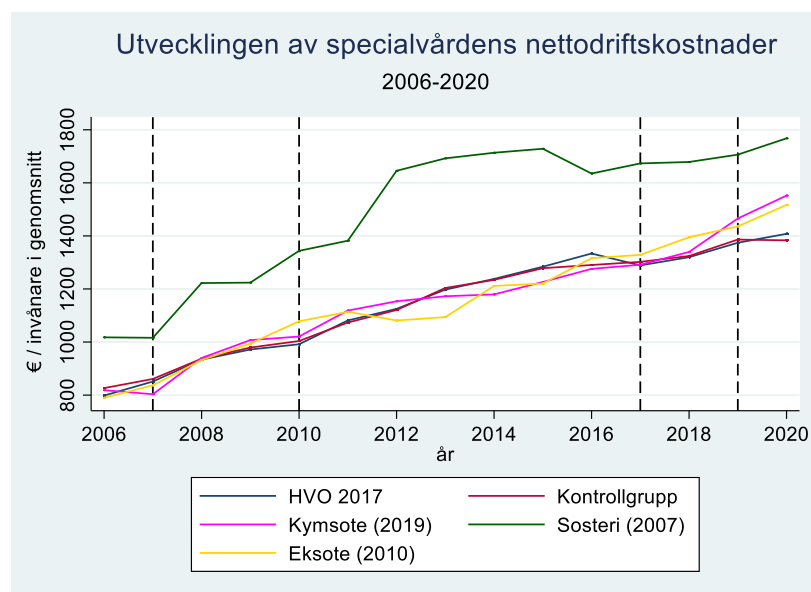
5.4. Visuell analys

I figurerna nedan illustreras utvecklingen av utfallsvariablerna mellan åren 2006 och 2020. I figur 5 har alla medeltalet beräknats för alla behandlade kommuner, som den blåa linjen representerar, medan kontrollgruppen visas med den röda linjen. I nedre figur 6 illustreras samma data i mera detalj, där medeltalet av de kommuner som bildade ett hälsovårdsområde år 2017 visas av den blåa linjen. Sosteri, Eksote och Kymsoke har varsin linje, och kontrollgruppen representeras fortfarande av den röda linjen. De streckade linjerna i graferna representerar årtal där samkommuner bildats, för att underlätta granskandet av utfallsvariablernas utveckling kring händelsen.

Figur 5: Utveckling av specialvårdens kostnader, behandlingsgrupp och kontrollgrupp



Figur 6: Utveckling av specialvårdens kostnader, hälsovårdsområden skilt



Ett centralt antagande för att DD modeller ska fungera är att både behandlingsgruppens och kontrollgruppens utfall skulle följa en liknande trend, ifall ingen förändring hade skett i behandlingsgruppen. I figur 5 ser vi att båda grupper följer en mycket liknande trend. En intressant iakttagelse är svackan i behandlingsgruppens nettodriftskostnader vid år 2016–2017, då flera nya samkommuner bildades.

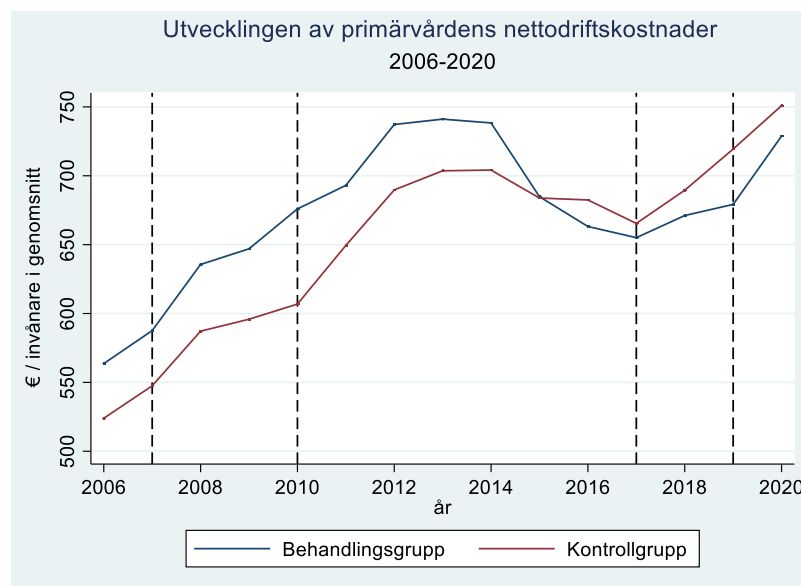
I figur 6 med mera detalj, ser vi att samma svacka syns i den blåa linjens utveckling, medan övriga linjer har stabil trend genom år 2017. Medan Sosteri har en trend som tidvis avviker från resten av linjerna, är generella trenden liknande för resten av linjerna. En intressant iakttagelse i figuren är att Sosteri, till skillnad från de övriga grupperna, har ungefär samma kostnadsnivå år 2020 som år 2015.

Det centrala antagandet om parallella trender uppfylls relativt bra av behandlingsgruppen samt kontrollgruppen i figur 5, men behandlingsgruppen har en snäppet brantare trend fram till år 2016. Detta kunde vara en bakomliggande orsak, till varför de var de första kommunerna som tog tjuvstart med omorganiseringen av social- och hälsovårdstjänster. Kymnote har en liknande trend med övriga grupper,

förutom Sosteri. Från år 2017 till och med år 2020 framåt har dock Kymsote den brantaste trenden.

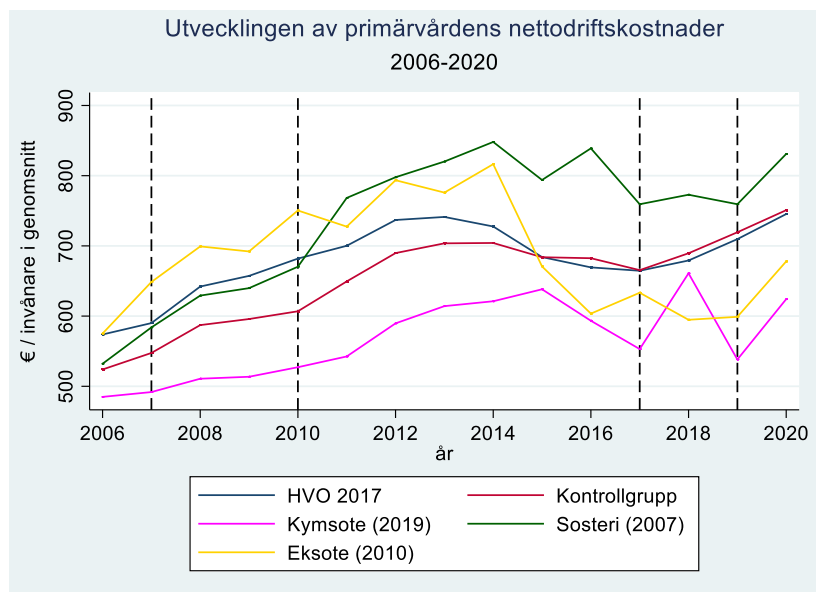
I primärvården är utvecklingen av nettodriftskostnaderna mindre stabil, och det är synligt att vissa klassificeringsändringar i tjänsterna har påverkat trenden. En stark negativ trend från år 2013 till år 2017 förklaras sannolikt av detta. Figur 7 visar att den allmänna trenden är liknande för både kontroll och behandlingsgrupp och antagandet om parallella trender uppfylls rätt så bra. Från och med år 2017 till 2019 verkar det som om kontrollgruppen haft mera svårigheter med kostnadsökningar än behandlingsgruppen, dock verkar behandlingsgruppen ha en brantare trend från 2019–2020.

Figur 7: Utveckling av primärvårdens kostnader, behandlingsgrupp och kontrollgrupp



I figur 8 med mera detaljerade grupper har linjerna mera varians. Speciellt Kymsote har en betydlig kostnadsökning år 2018. Av alla grupper verkar Eksote ha haft den mest gynnsamma utvecklingstrenden under senaste årtiondet. Kontrollgruppen och HVO 2017 gruppen följer en mycket liknande trend sinsemellan. Antagandet om parallella trender i denna figur är mera ifrågasättbart, men stort sett är trenderna rätt så lika: stiger fram till år 2014, sjunker sedan fram till år 2017, varefter kostnaderna börjar stiga igen.

Figur 8: Utveckling av primärvårdens kostnader, hälsovårdsområden skilt



Enligt figurerna har de olika grupperna liknande trender, men det finns även intressanta skillnader att undersöka mera noggrant. I följande kapitel beskrivs de kvantitativa metoderna som används för att undersöka hur dessa utfallsvariabler potentiellt påverkats av hälsovårdsområdena.

6. Metod

För denna undersökning kommer jag att använda mig av två olika kvasiexperimentella metoder, som ofta används i samband med naturliga experiment.

Den första metoden är en klassisk difference-in-differences ("DD") regressionsanalys som antar att en förändring skedde 1.1.2017 och inkluderar inte data från Sosteri, Eksote eller Kymsote. Denna metod görs som en kontroll för den senare modellen, som utnyttjar hela datamaterialet. Orsaken till detta förklaras senare i detta kapitel.

Den andra metoden som används är regression med tvåvägsfixa effekter, där fixa effekter för både år och kommun inkluderas. Detta görs för att kunna utnyttja hela datamaterialet, där olika samkommuner inlett sin verksamhet vid olika tidpunkter. På grund av den varierande behandlingstidpunkten kan inte den klassiska DD metoden användas så att hela datamaterialet skulle utnyttjas (Goodman-Bacon, 2021). Sosteri, Eksote och Kymsote inledde sin verksamhet 2007, 2010 respektive 2019, medan övriga hälsovårdsområden inledde verksamheten år 2017. Användningen av en modell med tvåvägsfixa effekter möjliggör flera behandlingstidpunkter och då kan datamaterialet utnyttjas för mer robusta resultat.

6.1 Difference-in-differences regression

För att undersöka effekten av hälsovårdsområden på hälsovårdskostnader använder jag mig av en DD analys. Metoden används ofta för att mäta kausala samband i situationer där någon grupp utsätts för en behandling medan en annan grupp inte gör det (Angrist & Krueger, 1999). Införandet av en reform är ett typiskt exempel på ett naturligt experiment där en DD analys kan övervägas. Undersökning av ett fenomen där en grupp får en behandling och en annan grupp inte får den, kan ses som ett så kallat *missing data problem*, då man inte kan undersöka hur en behandlad

observation skulle ha utvecklats utan behandlingen (Rosenbaum & Rubin, 1983). Med hjälp av DD metoden strävar man efter att lösa ett sådant problem, genom att jämföra de olika gruppernas utveckling, och sedan subtrahera kontrollgruppens utveckling från behandlingsgruppens utveckling. Utgående från Angrist & Krueger (1999), kan behandlingseffekten DD beskrivas på ett enkelt sätt enligt ekvationen:

$$DD = (\bar{Y}_{1e} - \bar{Y}_{1f}) - (\bar{Y}_{0e} - \bar{Y}_{0f})$$

där \bar{Y} står för medeltalet av utfallsvariabeln, 1 och 0 anger ifall det är frågan om behandlingsgruppen eller kontrollgruppen, och f samt e står för tiden före respektive efter behandlingstidpunkten. Ekvationen beskriver således förändringen av utfallsvariabeln hos behandlingsgruppen, subtraherat med förändringen som skett i kontrollgruppen. Med andra ord jämförs två grupper och två tidpunkter. Den återstående effekten DD estimerar då den genomsnittliga behandlingseffekten på observationerna.

I kapitel 5 förklarade jag hur behandlingsvariabeln för denna analys definierades. Eftersom denna analys kommer att göras för två olika utfallsvariabler med flera olika kontrollvariabler, definierar jag regressionsmodellen på en allmän nivå enligt ekvationen:

$$Y_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 HVO_{it} + \beta_2 Efter_{it} + \beta_3 HVO_{it} * Efter_{it} + \beta_K X_{K,it} + u_{it}$$

där Y_{it} är den naturliga logaritmen av social- och hälsovårdskostnaderna per invånare för kommunen i år t . Behandlingsvariabeln HVO_{it} antar värdet 1 för de kommuner som år 2017 överförde sina tjänster till hälsovårdsområden och 0 för övriga kommuner och plockar således upp sådana faktorer som eventuellt är gemensamma för kommunerna i behandlingsgruppen. $Efter_{it}$ är dummyvariabeln för "reformen" och antar värdet 1 för alla kommuner för åren 2017 till och med 2020, samt värdet 0

för åren 2006 till och med 2016. Variabeln $HVO_{it} * Efter_{it}$ är produkten av de två tidigare dummy-variablerna och antar värdet 1 för de kommuner som har värdet 1 för både HVO_{it} och $Efter_{it}$. Estimatet för behandlingseffekten β_3 är koefficienten som vi kommer att fästa mest intresse på. Feltermen u_{it} innehåller övriga faktorer som inverkar på utfallsvariabeln men som inte förklaras av regressionsmodellens andra komponenter. För att ta konstanta skillnader mellan både kommuner och årtal i beaktan, införs kommun- och årsfixa effekter i modellen, dessa beskrivs av a_i respektive a_t . Kombinationen $\beta_K X_{K,it}$ står för koefficienterna β_K för kontrollvariablerna $X_{K,it}$ som kommer att variera beroende på utfallsvariabeln och regressionsmodellen. Noggrannare definitioner på regressionsmodellerna ges i samband med resultaten i kapitel 7.

För att försöka undersöka ifall det finns någon fördröjning på de potentiella nyttorna av omorganisering, använder jag mig också av regressionsmodeller där behandlingseffekten fördröjs med ett år och med två år. Det vore inte förvånande ifall fördelar inte fås direkt efter omstrukturering, eftersom stora förändringar kan rådda till de bekanta processer som bildats inom tjänsterna.

Eftersom både Breusch-Pagan samt White test bekräftar att modellen innehåller heteroskedasticitet, används robusta standardfel i modellen. Multikollinearitet kontrolleras med hjälp av Variance Inflation Factor (VIF). Ett riktigivande gränsvärde är 10, men värdet 4 används också som ett mer konservativt gränsvärde (Salmerón, García & García, 2018). Inga variabler har ett värde nära 10, men ett fåtal är av storleksklassen 4. Medelvärde för VIF i modellen är 2,41 med alla variabler inkluderade. Då befolkning samt vårdperioder exkluderas, faller medelvärde för VIF till 1,57. Med primärvårdens modell är medelvärde för VIF 2,41 och med exkludering av vårdperioder och befolkning blir talet 1,37. Resultaten av dessa avgränsade regressionsmodeller nämns i samband med övriga resultat.

DD metoden bygger på antagandet att det finns en grupp som blir utsatt för en förändring och en annan grupp som inte blir utsatt, men att de två grupperna övrigt liknar varandra (Meyer, 1995). Eftersom det i detta fall är frågan om en frivillig tjuvstart till en eventuellt påtvingade omorganisering i framtiden, uppstår inte nödvändigtvis lika stark selektionsbias som när man undersöker effekten av frivilliga

kommunsammanslagningar som exempelvis Saarimaa & Tukiainen (2018). De kommuner som inte tog tjuvstart inför reformen, skulle ha varit tvungna att överföra tillhandahållandet av social- och hälsovårdstjänster till ett hälsovårdsområde, hade reformen gått igenom. Däremot återstår det en möjlighet för ett urvalsproblem, eftersom det kan vara någon gemensam faktor som orsakade att just de kommuner som tog tjuvstart faktiskt gjorde det. Inkluderingen av både kommun- och årsfixa effekter är en åtgärd för att motverka denna selektionsbias. Valet att inkludera fixa effekter istället för slumpmässiga effekter gjordes på basis av Hausmans (1978) specificeringstest mellan de två alternativen.

6.2 Regression med tvåvägsfixa effekter

Eftersom den klassiska DD metoden inte är tillräcklig för att mäta kausala effekter av behandling som sker vid flera tidpunkter (Goodman-Bacon, 2021), använder jag mig även av en modell med tvåvägsfixa effekter. Tvåvägsfixa effekter har blivit standardmetoden för att estimeras kausala effekter i paneldata och används brett av forskare för att kontrollera för oobserverade enhetsspecifika och tidsspecifika faktorer samtidigt (Imai & Kim, 2021). Denna modell kommer också att göra detta med hjälp av fixa effekter för både kommun och årtal. Tidsfixa effekterna utesluter förändringar i omgivningen, som påverkar alla enheter likadant (Wooldridge, 2021). Med hjälp av modellen kommer vi att få ett estimat för effekten av att erbjuda hälsovårdstjänster via ett hälsovårdsområde. Genom att använda denna modell, kan vi utnyttja all tillgänglig data med tanke på förändringar, eftersom en del hälsovårdsområden inledde sin verksamhet år 2017, medan Sosteri, Eksote och Kymsote gjorde det år 2007, 2010 och 2019. För att resultaten från modellen inte ska vara snedvridna måste antagandet, att behandlingens effekt är konstant över tiden, uppfyllas (Goodman-Bacon, 2021). Detta antagande är svårt att fastställa i denna situation, men det är rimligt att anta att effekten ändå inte varierar drastiskt med tiden under en såpass kort tidsperiod.

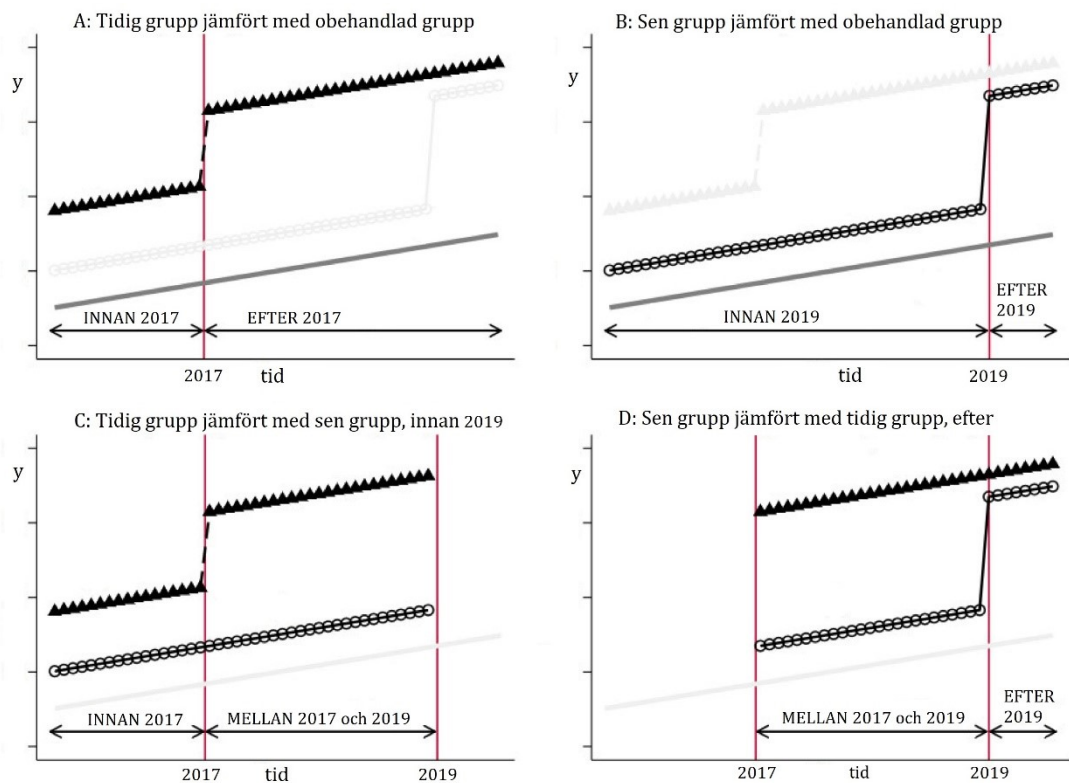
I sin enklaste form kan regressionsmodellen med tvåvägsfixa effekter beskrivas enligt ekvationen nedan:

$$Y_{it} = \alpha + \alpha_i + \alpha_t + \hat{\beta}^{DD} * HVO_{it} + \varepsilon_{it}$$

Där Y_{it} är utfallsvariabeln, α_i och α_t är kommun- respektive tidsfixa effekter för kommunen i vid tidpunkten t . Kommunfixa effekterna beaktar faktorer som är konstanta för kommunen i för alla tidpunkter t , medan tidsfixa effekterna beaktar faktorer som är konstanta för tidpunkten t för alla kommuner i . Variabeln HVO_{it} är en dummyvariabel för behandlingen, som antar värdet 1 för de kommun-årtal-kombinationer som erbjuder sina tjänster via ett hälsovårdsområde, en del från och med år 2007, en del från och med 2010 och så vidare. Koefficienten $\hat{\beta}^{DD}$ är det vi är intresserade av, ett estimat av behandlingseffekten. Feltermen ε_{it} innehåller den variation i utfallsvariabeln som för kommunen i vid tidpunkten t inte kan förklaras av modellens andra komponenter.

I figuren nedan har jag modifierat Goodman-Bacons (2021) illustration av vad det är som behandlingskoefficienten $\hat{\beta}^{DD}$ räknar ut, översatt samt modifierat till fallet i denna studie, men förenklat till en situation där vi inte tar Sosteri och Eksote i beaktande. Vi låtsas alltså för enkelhetens skull att det finns två olika behandlingstidpunkter, år 2017 och 2019. Estimatet $\hat{\beta}^{DD}$ består av fyra olika DD jämförelser, vilka är illustrerade i figuren ovan (A, B, C, och D). Figuren visar intuitivt hur vi nu drar nytta av hela datamaterialet genom att också använda data för de kommuner som omorganiserade år 2019. Medan en traditionell DD analys används för att jämföra två grupper vid två tidpunkter för att estimeras den genomsnittliga behandlingseffekten, används tvåvägsfixa effekter för att estimeras ett viktat medeltal för fyra DD jämförelser (A, B, C och D). Med flera tidpunkter för behandling följer modellen samma logik, men estimatet $\hat{\beta}^{DD}$ är ett viktat medeltal av alla möjliga 2x2

Figur 9: Illustrering av hur regressioner med tvåvägsfixa effekter fungerar



DD jämförelser, som jämför en grupp som ändrar behandlingsstatus med en annan grupp som inte gör det. (Goodman-Bacon, 2021).

Huntington-Klein (2021) påpekar att denna metod har under senaste åren börjat tappa sin popularitet i forskningsfall där behandling sker vid olika tidpunkter. Det största problemet med modellen syns i figur 9. I fallet D används de kommuner som behandlades år 2017 som kontrollgrupp för de kommuner som behandlades år 2019, vilket betyder att kontrollgruppen i detta fall troligtvis också innehåller behandlingseffekter och leder till en del snedvridning. På grund av detta är det viktigt att antagandet av en konstant behandlingseffekt uppfylls för att undvika snedvridning. Detta är värt att komma ihåg vid tolkning av resultaten i kapitel 7. Eftersom det i denna studie är frågan om förändringar som kan ha tilltagande effekter med tiden istället för konstanta engångseffekter, finns det risk för bias i denna modell. Detta är orsaken till att jag inte använder mig endast av denna modell, utan gör även en klassisk DD regressionsanalys, där en liknande jämförelse mellan två behandlade grupper inte sker.

7. Resultat och analys

Resultaten av regressionerna presenteras enligt tjänst för att underlätta jämförelsen av de två modellerna. Först presenteras specialvårdens resultat med traditionell DD regression utan och med fördröjda effekter, och sedan med tvåvägsfixa effekter. I kapitel 7.2 görs samma med primärvårdens resultat.

7.1 Resultat specialvård

Först presenteras resultaten av den klassiska DD regressionsmodellen, där kommunerna som tillhör Kymsote, Sosteri och Eksote inte inkluderas i data. Behandlingsgruppen består då av Siun Sote, Essote, Phhyky samt Soite, som inledde sin verksamhet år 2017. Regressionen görs för åren 2006 till och med 2020. Regressionsmodellen för kostnaderna av kommunens specialvård förklaras av ekvationen:

$$\begin{aligned} \ln \text{Specialvård}_{it} = & \beta_0 + \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 \text{HVO}_{it} + \beta_2 \text{Efter}_{it} + \beta_3 \text{HVO}_{it} * \\ & \text{Efter}_{it} + \beta_4 \text{Över75}_{it} + \beta_5 \text{Arbetslöshet}_{it} + \beta_6 \ln \text{Vårddygn}_{it} + \\ & \beta_7 \ln \text{Öppenvårdsbesök}_{it} + \beta_8 \ln \text{Vårdperioder}_{it} + \beta_9 \ln \text{Befolkning}_{it} + \\ & \beta_{10} \ln \text{Befolkningstäthet}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Där den naturliga logaritmen av specialvårdens kostnader per invånare är utfallsvariabeln. Variablerna som kontrollerar för förbrukningen av tjänster, $\ln \text{Vårddygn}_{it}$, $\text{Öppenvårdsbesök}_{it}$ och Vårdperioder_{it} är också i logaritmisk format för att fungera bättre i regressionen. Samma gäller kontrollvariablerna $\ln \text{Befolkningstäthet}_{it}$ och $\ln \text{Befolkning}_{it}$.

I tabell 5 illustreras resultaten från tre regressioner som gjordes, varav modell 3 motsvarar ekvationen ovan, medan modell 1 och 2 är mindre omfattande. Modell 1 är en regression som saknar fixa effekter för både kommun och år. Variabeln *Tid* har

inkluderats i modellerna 1 och 2, medan modell 3 har årsfixa effekter. I modell 1 estimeras behandlingseffekten *DD* vara cirka -0,0464, medan modellerna 2 och 3 estimerar *DD* effekten till cirka -0,0426. En del av estimatet i modell 1 förklarades alltså av kommunfixa effekterna. Estimatet -0,0426 syftar på att de kommuner som från och med år 2017 erbjöd sin specialvård via hälso- och socialvårdsområde, hade i samband en sänkning på cirka 4,3 procent i sina invånarmässiga specialvårdskostnader. I bägge modeller är koefficienten statistiskt signifikant på 1-procentsnivån. Koefficienten -0,0439 för kontrollvariabeln *HVO* i modell 1 syftar på att kommunerna i behandlingsgruppen har gemensamma faktorer som har en sänkande effekt på specialvårdskostnaderna. I modell 2 och 3 försummas koefficienten för *HVO* variabeln, eftersom kommunfixa effekter inkluderas och *HVO* variabeln inte varierar med tiden. Den negativa koefficienten för befolkningstäthet är signifikant på 5-procentsnivån och syftar på ett negativt samband mellan befolkningstäthet och specialvårdskostnaderna, medan befolkningsmängden inte har något statistiskt signifikant samband när både kommun- och årsfixa effekter inkluderas.

Att förbrukningen av tjänster har en höjande effekt på tjänstens kostnader är ett logiskt samband och kontrollvariablerna för förbrukningen av tjänster har tydligt positiva samt signifikanta samband med utfallsvariabeln. Som exempel på detta räknar vi enligt Yang (2020) att en 10 procents ökning av öppenvårdsbesök per 1000 invånare skulle innebära en ökning av specialvårdskostnaderna av cirka 1,4 procent ($100 * (1,10^{0,142} - 1) \sim 1,4$). Koefficienten för befolkningstätheten i modell 3 är -0,154 vilket betyder att en 10 procents ökning i befolkningstätheten skulle innebära en 1,5 procents sänkning i specialvårdskostnaderna, allt annat lika. Detta är en intressant iakttagelse med tanke på teori som presenterades i kapitel 3. Befolkning och befolkningstäthet korrelerar rätt så starkt med varandra (0,7862), så det är svårt att dra slutsatser hurdan inverkan variablerna har på specialvårdskostnaderna, men på basis av modell 3 verkar det som att ökad befolkningstäthet åtminstone har ett negativt samband med specialvårdskostnader. Detta är i linje med tidigare forskningsresultat av bland annat (Luoma et al., 2007).

VARIABLER	(1) Ln specialvård	(2) Ln specialvård	(3) Ln specialvård
HVO	-0,0439*** (0,00476)	-	-
Efter	-0,121*** (0,00579)	-0,133*** (0,00536)	0,545*** (0,0224)
DD	-0,0464*** (0,00925)	-0,0430*** (0,0123)	-0,0426*** (0,0123)
Tid	0,0479*** (0,000912)	0,0492*** (0,00158)	-
Över 75 år, %	0,0116*** (0,000737)	0,00292 (0,00423)	0,00577 (0,00414)
Arbetslöshet, %	-0,000658 (0,000544)	-0,00483*** (0,000945)	-0,00662*** (0,00159)
Ln vård dygn / 1000 inv.	0,142*** (0,0136)	0,0882*** (0,0196)	0,106*** (0,0205)
Ln öppenvårdsbesök / 1000 inv.	0,123*** (0,0114)	0,133*** (0,0212)	0,142*** (0,0210)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	0,157*** (0,0175)	0,192*** (0,0322)	0,169*** (0,0320)
Ln befolkning	0,0145*** (0,00219)	0,125 (0,0797)	0,0921 (0,0802)
Ln befolkningstäthet	-0,0103*** (0,00181)	-0,176*** (0,0636)	-0,154** (0,0639)
Kommunfixa effekter	Nej	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja
Observationer	3 880	3 880	3 880
Förklaringsgrad (%)	81,6	88,1	89,7

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Tabell 5: DD resultat, specialvård

Genom att exkludera vårdperioder och befolkning från modellen (se appendix B tabell 1 för resultat), sjönk medelvärdet till 1,57. I detta fall är DD koefficienten endast cirka -0,32 och signifikant på 2-procentsnivån. Befolkningstäthetens koefficient blev också mindre betydlig och mindre signifikant. Modellens residualer är normalfördelade (se figur 1 i appendix B).

Eftersom det är frågan om enorma omstruktureringar som tar tid, finns det skäl att anta att nyttorna inte förväntas nås direkt efter förändringen. Händelsen är så färsk att det inte finns data tillgängligt för att kolla för effekterna exempelvis fem år efter förändringen. För att göra en kontroll trots detta, har jag i tabell 6 nedan gjort regressionen med fördröjd behandling med ett (modell 4 och 5) respektive två år (modell 6 och 7). Estimatet för *DD* koefficienten blir aningen större än i modellen, där behandlingen skedde år 2017, och är nu i modellerna 5 och 7 -0,0452 med ett års fördröjning respektive -0,0545 med två års fördröjning.

VARIABLER	(4) Ln specialvård + 1 år	(5) Ln specialvård + 1 år	(6) Ln specialvård +2 år	(7) Ln specialvård + 2 år
HVO	-0,0464*** (0,00434)	-	-0,0492*** (0,00423)	-
Efter	0,546*** (0,0130)	0,545*** (0,0224)	0,545*** (0,0130)	0,545*** (0,0223)
DD	-0,0487*** (0,0100)	-0,0452*** (0,0121)	0,545*** (0,0130)	0,545*** (0,0223)
Över 75 år, %	0,0117*** (0,000724)	0,00573 (0,00414)	0,0117*** (0,000724)	0,00566 (0,00412)
Arbetslöshet, %	-0,000404 (0,000559)	-0,00680*** (0,00159)	-0,000424 (0,000560)	-0,00709*** (0,00157)
Ln vårdtygn / 1000 inv.	0,153*** (0,0135)	0,108*** (0,0205)	0,154*** (0,0135)	0,111*** (0,0205)
Ln öppenvårdsbesök / 1000 inv.	0,127*** (0,0111)	0,143*** (0,0211)	0,128*** (0,0111)	0,144*** (0,0212)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	0,141*** (0,0172)	0,165*** (0,0318)	0,137*** (0,0171)	0,158*** (0,0316)
Ln befolkning	0,0142*** (0,00214)	0,0950 (0,0805)	0,0142*** (0,00214)	0,0973 (0,0804)
Ln befolkningstäthet	-0,0102*** (0,00179)	-0,154** (0,0640)	-0,0103*** (0,00179)	-0,152** (0,0637)
Kommunfixa effekter	Nej	Ja	Nej	Ja
Årsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Observationer	3 880	3 880	3 880	3 880
Förklaringsgrad (%)	82,8	89,7	82,8	89,6

Robusta standardfel i parenteser
 *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Tabell 6: DD resultat specialvård, fördröjda behandlingseffekter

Detta kan möjligtvis ses som ett svagt tecken på att omstruktureringen får mera effekt med tiden, men eftersom skillnaden är så liten och tidsperioden som data finns tillgänglig likaså, är det omöjligt att dra definitiva slutsatser utgående från dessa resultat.

Till följande presenteras resultaten av modellen med tvåvägsfixa effekter. Regressionsmodellen beskrivs av följande uttryck:

$$\text{LnSpecialvård}_{it} = \beta_0 + \alpha_i + \alpha_t + \hat{\beta}^{DD} * \text{HVO}_{it} + \beta_4 \text{Över75}_{it} + \beta_5 \text{Arbetslöshet}_{it} + \beta_6 \text{LnVårddygn}_{it} + \beta_7 \text{LnÖppenvårdsbesök}_{it} + \beta_8 \text{LnVårdperioder}_{it} + \beta_9 \text{LnBefolkning}_{it} + \beta_{10} \text{LnBefolkningstäthet}_{it} + \varepsilon_{it}$$

I tabellen nedan visas resultaten för modellen med tvåvägsfixa effekter, där alla behandlade kommuner beaktas.

VARIABLER	(8) Ln specialvård	(9) Ln specialvård	(10) Ln specialvård	(11) Ln specialvård
HVO	0,0109 (0,0125)	-0,0232** (0,0109)	-0,0246** (0,0110)	-0,0248** (0,0109)
Över 75 år, %	0,0150*** (0,00442)	0,00764** (0,00385)	0,00564 (0,00411)	0,00547 (0,00413)
Arbetslöshet, %	-0,00693*** (0,00167)	-0,00610*** (0,00151)	-0,00567*** (0,00155)	-0,00559*** (0,00154)
Ln vårddygn / 1000 inv.	-	0,104*** (0,0184)	0,105*** (0,0184)	0,104*** (0,0182)
Ln öppenvårdsbesök / 1000 inv.	-	0,138*** (0,0197)	0,134*** (0,0197)	0,135*** (0,0197)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	-	0,162*** (0,0296)	0,161*** (0,0297)	0,162*** (0,0296)
Ln befolkning	-	-	-0,0696 (0,0525)	0,104 (0,0829)
Ln befolkningstäthet	-	-	-	-0,179*** (0,0660)
Kommunfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Observationer	4 248	4 248	4 248	4 248
Förklaringsgrad (%)	85,5	89,2	89,3	89,3

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Tabell 7: Resultat specialvård, tvåvägsfixa effekter

I modellerna 8–11 är estimatet för behandlingseffekten betydligt mindre än i tidigare modellerna. Estimatet $\hat{\beta}^{DD}$ är mellan -0,0232 och -0,0248 beroende för modellen 9, 10 och 11, vilket skulle betyda en sänkande effekt på ca 2,5 procent i de behandlade kommunerna. Till skillnad från den tidigare DD analysen, är koefficienten för $\hat{\beta}^{DD}$ endast signifikant på 2-procentsnivån, jämfört med 1-procentsnivån i DD analysen. En sannolik orsak till denna skillnad mellan estimaten kan vara fallgruppen som diskuterades i kapitel 6.2, där de kommuner som behandlats vid olika tidpunkter, delvis används som kontrollgrupp för andra behandlade kommuner. En annan förklarande faktor kan vara att de kommuner som behandlades år 2019 inte ännu hunnit få så stor nytta av behandlingen, eftersom det endast finns data för åren 2019 och 2020, där de är behandlade. Svagt stöd för detta fås av regressionerna med laggad behandling för kommunerna som behandlades år 2017.

7.2 Resultat primärvård

Regressionsanalyser för primärvårdens kostnader gjordes enligt samma metod som för specialvården. Första modellen är en klassisk DD regression enligt ekvationen:

$$\begin{aligned} \ln \text{Primärvård}_{it} = & \beta_0 + \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 \text{HVO}_{it} + \beta_2 \text{Efter}_{it} + \beta_3 \text{HVO}_{it} * \\ & \text{Efter}_{it} + \beta_4 \text{Över75}_{it} + \beta_5 \ln \text{Arbetslöshet}_{it} + \beta_6 \ln \text{Vårddygn}_{it} + \\ & \beta_7 \ln \text{LäkarbesökÖppenvård}_{it} + \beta_8 \ln \text{Vårdperioder}_{it} + \beta_9 \ln \text{Befolkning}_{it} + \\ & \beta_{10} \ln \text{Befolkningstäthet}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Likadant som med specialvården, inkluderades variabeln *Tid* för de modellerna 1 och 2 som inte har årsfixa effekter, medan modell 3 motsvarar regressionsekvationen ovan. Modell 2 och 3 inkluderar kommunfixa effekter, vilket gör att koefficienten för *HVO* variabeln försvinner i dessa. Modell 1 estimerar DD effekten till så mycket som

-0,101 men med fixa effekter för både kommun och år, blir koefficienten -0,0812. I alla tre modeller är koefficienten signifikant på 1-procentsnivån. Resultaten av modell 3 tyder på att kommuner som följd av erbjudandet av primärvårdstjänster via hälsovårdsområden har cirka 8,1 procent lägre primärvårdskostnader per invånare. Det är ett tydligt negativt samband, men det innebär inte nödvändigtvis kausalitet.

VARIABLER	(1) Ln primärvård	(2) Ln primärvård	(3) Ln primärvård
HVO	-0,0316*** (0,00999)	-	-
Efter	-0,0317** (0,0142)	-0,113*** (0,0146)	0,375*** (0,0372)
DD	-0,101*** (0,0197)	-0,0781*** (0,0279)	-0,0812*** (0,0284)
Tid	0,0249*** (0,00152)	0,0308*** (0,00277)	-
Över 75 år, %	0,0286*** (0,00144)	0,0145 (0,0111)	0,0140 (0,0113)
Arbetslöshet, %	0,0136*** (0,00116)	-0,00926*** (0,00206)	-0,00470 (0,00374)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	-0,0254*** (0,00921)	-0,0482*** (0,0134)	-0,0435*** (0,0134)
Ln vårddygn / 1000 inv.	0,112*** (0,00942)	0,0684*** (0,0144)	0,0621*** (0,0143)
Ln öppenvård läkarbesök / 1000 inv.	0,0294*** (0,00792)	-0,0141* (0,00741)	0,000732 (0,00771)
Ln befolkning	0,0197*** (0,00538)	0,154 (0,228)	0,141 (0,230)
Ln befolkningstäthet	-0,0814*** (0,00508)	-0,169 (0,176)	-0,190 (0,178)
Kommunfixa effekter	Nej	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja
Observationer	3 880	3 880	3 880
Förklaringsgrad (%)	59,6	33,6	37,8

Robusta standardfel i parenteser
 *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Tabell 8: DD resultat, primärvård

Förklaringsgraden är högre i modell 1 (59,3 procent) än i modell 2 och 3. Förklaringsgraden berättar hur mycket utfallet korrelerar med det predikterade

utfallet. Med en modell med fixa effekter ("FE-modell") är konstanten snittet av fixa effekterna för kommunerna. En FE-modell kan under- eller överskatta förklaringsgraden på grund av detta. Se Appendix B tabell 5, där regression med skilda dummy-variabler för varje kommun skapats, och en förklaringsgrad på 85,4 procent fås.

Likadant som i resultaten för specialvård, försvinner betydelsen av andelen över 75-åringar, då kommunfixa effekter inkluderas i modellen. Det är sannolikt en variabel som inte varierar mycket med tiden för en och samma kommun, medan variationen mellan kommuner är stor. Arbetslöshetens signifikanta samband försvinner i modellen för primärvård, medan den har ett signifikant samband med specialvården. Till skillnad från specialvården, har befolkningstätheten inte ett statistiskt signifikant negativt samband med kostnaderna, när fixa effekter för både kommun inkluderas. När det gäller kontrollvariablerna för förbrukningen av primärvårdstjänster är koefficienterna aningen icke-intuitiva. Vårddygn har ett tydligt positivt samband med primärvårdskostnaderna, medan vårdperioderna i sin tur har ett negativt samband. Detta förklaras delvis av att dessa två kontrollvariabler korrelerar relativt mycket med varandra (Pearsons korrelationskoefficient 0,59). Läkarbesöken på öppenvård har inget statistiskt signifikant samband med primärvårdskostnaderna.

Likadant som med specialvården, illustreras i tabell 9 resultaten för en DD analys med fördröjda behandlingseffekter på både 1 och 2 år, för att granska ifall tecken på en ogynnsam övergångsperiod hittas. Regressionsmodellen är identisk med modellerna 2 och 3, men variablerna *Efter* och *DD* kodas om för att ta en fördröjd effekt i beaktandet. Ett tecken på ett sådant fenomen skulle vara en större koefficient för *DD* variabeln i modellerna 5 och 7, men i detta fall är koefficienten ungefär av samma storlek som i modell 3. Det negativa sambandet mellan behandlingseffekten och primärvårdskostnaderna verkar vara rätt så konstant under den undersökta tidsperioden.

VARIABLER	(4)	(5)	(6)	(7)
	Ln primärvård + 1 år	Ln primärvård + 1 år	Ln primärvård + 2 år	Ln primärvård + 2 år
HVO	-0,0378*** (0,00937)	-	-0,0451*** (0,00910)	-
Efter	0,390*** (0,0225)	0,377*** (0,0371)	0,389*** (0,0228)	0,379*** (0,0371)
DD	-0,104*** (0,0216)	-0,0807*** (0,0288)	-0,0993*** (0,0255)	-0,0799*** (0,0283)
Över 75 år, %	0,0278*** (0,00140)	0,0138 (0,0113)	0,0278*** (0,00140)	0,0134 (0,0112)
Arbetslöshet, %	0,0168*** (0,00120)	-0,00516 (0,00369)	0,0167*** (0,00120)	-0,00577 (0,00364)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	-0,0254*** (0,00908)	-0,0437*** (0,0135)	-0,0245*** (0,00906)	-0,0425*** (0,0135)
Ln vård dygn / 1000 inv.	0,108*** (0,00934)	0,0623*** (0,0144)	0,108*** (0,00935)	0,0613*** (0,0144)
Ln öppenvård läkarbesök / 1000 inv.	0,0439*** (0,00804)	0,000768 (0,00772)	0,0439*** (0,00805)	0,000750 (0,00772)
Ln befolkning	0,0157*** (0,00534)	0,148 (0,231)	0,0159*** (0,00534)	0,154 (0,233)
Ln befolkningstäthet	-0,0774*** (0,00506)	-0,190 (0,179)	-0,0775*** (0,00507)	-0,187 (0,181)
Kommunfixa effekter	Nej	Ja	Nej	Ja
Årsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Observationer	3 880	3 880	3 880	3 880
Förklaringsgrad (%)	61,2	37,7	61,1	37,5

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Tabell 9: DD resultat primärvård, fördröjda behandlingseffekter

Till sist görs en regressionsanalys med tvåvägsfixa effekter för hela datamaterialet. Nu är även kommunerna som år 2007, 2009 och 2019 började erbjuda sina tjänster via ett hälsovårdsområde med i analysen. Regressionsmodellen definieras enligt ekvationen:

$$\ln \text{Primärvård}_{it} = \beta_0 + \alpha_i + \alpha_t + \hat{\beta}^{DD} * HVO_{it} + \beta_4 \text{Över75}_{it} + \beta_5 \text{Arbetslöshet}_{it} + \beta_6 \ln \text{Vård dygn}_{it} + \beta_7 \ln \text{Läkarbesök Öppenvård}_{it} + \beta_8 \ln \text{Vårdperioder}_{it} + \beta_9 \ln \text{Befolkning}_{it} + \beta_{10} \ln \text{Befolkningstäthet}_{it} + \varepsilon_{it}$$

I tabellen nedan presenteras resultaten från modellen med tvåvägsfixa effekter.

VARIABLER	(8) Ln primärvård	(9) Ln primärvård	(10) Ln primärvård	(11) Ln primärvård
HVO	-0,0661** (0,0258)	-0,0785*** (0,0246)	-0,0780*** (0,0247)	-0,0780*** (0,0247)
Över 75 år, %	0,0109 (0,0106)	0,0133 (0,0107)	0,0140 (0,0108)	0,0138 (0,0108)
Arbetslöshet, %	-0,00740** (0,00372)	-0,00433 (0,00368)	-0,00447 (0,00369)	-0,00441 (0,00370)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	-	-0,0416*** (0,0126)	-0,0417*** (0,0126)	-0,0415*** (0,0126)
Ln vårddygn / 1000 inv.	-	0,0620*** (0,0128)	0,0620*** (0,0129)	0,0619*** (0,0128)
Ln öppenvård läkarbesök / 1000 inv.	-	0,00116 (0,00747)	0,00129 (0,00753)	0,00131 (0,00753)
Ln befolkning	-	-	0,0227 (0,121)	0,168 (0,228)
Ln befolkningstäthet	-	-	-	-0,150 (0,182)
Kommunfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Ja	Ja	Ja	Ja
Observationer	4 248	4 248	4 248	4 248
Förklaringsgrad (%)	34,1	37,3	37,3	37,3

Robusta standardfel i parenteser
 *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Tabell 10: Resultat primärvård, tvåvägsfixa effekter

Estimatet för behandlingseffekten $\hat{\beta}^{DD}$ i modell 11 är -0,078 vilket tyder på att behandlingen har ett sänkande samband med kommunernas invånarmässiga primärvårdskostnader som motsvarar cirka 7,8 procent. I modellerna 9, 10 och 11 är koefficienten av samma storleksklass samt signifikant på 1-procentsnivån. Likadant som med specialvården, får behandlingsvariabeln en till storleksklassen mindre koefficient. Men i primärvårdens fall är skillnaden betydligt mindre.

7.3. Statistisk diagnostik och begränsningar

Murnane och Willett (2010) betonar betydelsen av en exogen selektionsprocess för tilldelning av behandlingen i samband med interna validiteten för undersökningar som denna. En exogen tilldelning skulle i detta sammanhang innebära att kommunerna inte alls kunde bestämma ifall de tillhör behandlingsgruppen eller kontrollgruppen. Detta krav kan inte tillfredsställas till fullo, men faktumet att alla kommuner hade varit tvungna att överföra sina social- och hälsovårdstjänster till hälsovårdsområden om reformen godkännts, kan göra selektionsbiasen marginellt lindrigare. Utöver detta kan selektionsbiasen delvis försummas ifall utfallsvariablerna för både kontroll- och behandlingsgrupp följer liknande trender innan behandlingen sker (Hill et al., 2018). Detta bekräftades, till viss mån, i kapitel 5.4. Trots detta återstår det ett selektionsproblem, eftersom de kommuner som bildade behandlingsgruppen i denna studie, gjorde det på grund av ett delvis endogent beslut. Detta är ett hot för interna validiteten av undersökningen, ifall de kommuner som bildade behandlingsgruppen hade en bakomliggande gemensam faktor, som delvis orsakade att de tog tjuvstart inför reformen. Kanske dessa kommuner hade en mindre hållbar situation än övriga kommuner, och tog därför tjuvstarten. För att kontrollera att en sänkning i antingen primär- eller specialvårdens kostnader inte ledde till en motsvarande ökning i den andra vårdens kostnader, utförde jag två regressioner vars resultat ses i appendix B tabell 11. Regressionernas utfallsvariabel är den naturliga logaritmen av primärvårdens och specialvårdens sammanlagda nettodriftskostnader, och som kontrollvariabler användes alla variabler från regressionerna i kapitel 7.1 och 7.2. Modell 1 var en regression med tvåvägsfixa effekter, medan modell 2 motsvarade klassiska DD metoden. Resultaten visar att behandlingseffekten estimeras vara mellan -3,9 och -5,3 procent även i detta fall. Kostnadsbesparingarna tar alltså inte ut varandra.

För att ytterligare granska antagandet om parallella trender, gjorde jag ett antal placebo-test enligt Huntington-Kleins (2021) exempel. Första placebo-testet för DD modellen innebär raderandet av all data från och med behandlingstidpunkten, alltså år 2017 och framåt. Efter detta skapade jag tre olika inbillade behandlingstidpunkter,

åren 2014, 2012 och 2010 och körde regressionerna som om behandlingsgruppen blivit behandlade vid dessa tidpunkter (tre skilda regressioner). Ifall en behandlingseffekt hittas där ingen behandling skett, är det ett tecken på problem i modellen (Huntington-Klein, 2021). Regressionernas resultat visas i appendix B tabell 6 och 7. Specialvårdens regressionsmodell klarar av detta test och oroväckande resultat fås för DD estimaten. Däremot fås ett negativt DD estimat för primärvården för alla placebo-behandlingstidpunkter, vilket tyder på att grupperna i primärvårdens fall inte följer antagandet om parallella trender. Huntington-Klein (2021) lyfter fram ytterligare ett alternativ för att testa DD regressionsmodeller genom att bilda en placebo-behandlingsgrupp. För detta test raderade jag data för behandlingsgruppen, och bildade sedan en ny behandlingsgrupp, genom att slumpmässigt lotta ut 41 stycken kommuner från kontrollgruppen som "blir behandlade". Storleken för riktiga behandlingsgruppen var 41 kommuner och därför använde jag samma mängd i detta test. Resultaten från detta test, samt vilka kommuner som tillhörde placebo-kontrollgruppen, visas i appendix B tabell 8, 9 och 10. Regressionsmodellen för både specialvård och primärvård klarar av detta test utan problem. På basis av dessa test verkar resultaten för specialvården resultat hålla rätt så bra, medan resultaten för primärvården är mera tveksamma.

Hur Finlands kommuner ordnar sina hälsovårdstjänster antingen självständigt eller i samarbete diskuterades i kapitel 2.2. Regressionsmodellerna i denna studie tar inte hänsyn till att kontrollgruppen också innehåller kommuner som antingen gör samarbete med andra kommuner eller hör till samkommuner som ordnar en del av hälsovårdstjänsterna. Kontrollgruppen innehåller inte samkommuner med lika integrerade hälsovårdstjänster som behandlingsgruppen, men det är inte som om alla kommuner in kontrollgruppen skulle ordna sina hälsovårdstjänster ensamma för endast den kommunens befolkningsbas. Detta är i och för sig inte ett problem, eftersom det fortfarande finns en tydlig skillnad mellan behandlings- och kontrollgruppen, men värt att komma ihåg.

Denna studie tar inte heller hänsyn till hurdan kvalitet det har varit på de erbjudna tjänsterna i kontroll- och behandlingsgruppen. Kvaliteten på tjänster är också ett viktigt utfall för offentliga tjänster, som också sannolikt har ett samband med

kostnaderna. Detta är dock utanför räckvidden för denna studie, och måste undersökas skilt. Det vore kunde vara ett alternativ att inkludera någon oberoende variabel i regressionerna, som kontrollerar för tjänsternas kvalitet i någon mån.

Studiens externa validitet gynnas av att majoriteten (285 stycken) av Fasta Finlands kommuner inkluderades i analysen. Ålands kommuner samt kommunerna som tillhörde förvaltningsförsöket i Kajanaland lämnades ut på grund av att de inte var jämförbara, och generalisering av resultaten till dessa kommuner är inte speciellt relevant.

Huruvida resultaten går att generalisera till de nybildade välfärdsområdena är oklart. De undersökta hälsovårdsområdena liknar delvis de nybildade välfärdsområdena. Däremot finns det också stora skillnader mellan dessa, när det gäller annat än de erbjudna tjänsterna. En samkommuns beslutande organ väljs av kommunfullmäktige, medan välfärdsområdenas fullmäktige väljs direkt av befolkningen. Hälsovårdsområdena som undersökts i denna studie är frivilligt ordnade organisationer som kommunerna valt att överföra uppgifter till, medan välfärdsområden är obligatoriska med lagstiftade uppgifter.

Också finansieringen av välfärdsområdena skiljer sig mycket från hälsovårdsområdena som undersöktes i denna studie. Kommuner (och därmed samkommuner) har haft incitament att vara kostnadseffektiva i ordnandet av hälsovårdstjänster, eftersom de har kunnat dela ut besparingar tillbaka till sina invånare (Kortelainen, Kotakorpi & Lyytikäinen, 2021). Däremot kommer välfärdsområdenas verksamhet finansieras av staten (FM, 2022). Välfärdsområdenas brist på beskattningsrätt innebär att verksamheten måste finansieras av staten, vilket kan orsaka problem på grund av saknande incitament för kostnadseffektivitet (Kortelainen, Kotakorpi & Lyytikäinen, 2021). Trots dessa betydliga skillnader mellan välfärdsområden och de undersökta hälsovårdsområdena, pekar denna studies resultat mot att hälsovårdsområdena har haft ett negativt samband med nettodriftskostnaderna, vilket kan tyda möjligheter för stordriftsfördelar i Finlands hälsovårdstjänster.

Vad som gäller generalisering till andra länders hälsovårdskostnader så är det knepigt. Resultaten från denna studie kan tolkas som riktgivande resultat från ett fall, där omstruktureringen åtminstone inte ledde till ökade hälsovårdskostnader och visade tecken på sänkande effekter. Trots det finns det så stora skillnader mellan olika länders social- och hälsovårdssystem att generaliseringar måste göras med omtanke. Även när det gäller generalisering är det värt att påpeka att denna studies resultat begränsas till rätt kortsiktiga följder av omorganiseringen.

8. Diskussion och slutsatser

Studiens främsta syfte är att analysera ifall produktion av hälsovårdstjänster via hälsovårdsområden har möjliggjort billigare ordnande av hälsovårdstjänster för medlemskommunerna. Det är en aktuell fråga, eftersom Finlands social- och hälsovårdsreform innebär att välfärdsområden är ansvariga för ordnandet av social- och hälsovårdstjänsterna från och med januari 2023. Fastän hälsovårdsområdena i denna studie inte exakt motsvarar välfärdsområden, kan resultaten användas som riktgivande för potentiella stordriftsfördelar i organisationer, där special-, primärvård och sociala tjänster integreras under samma organisation. Resultaten som presenterades i kapitlen 7.1 och 7.2 ger inte helt säkra svar på forskningsfrågan, men resultaten pekar åtminstone inte åt fel håll. Regressionsanalysen för tjänsternas nettodriftskostnader syftar på att omstruktureringen möjligtvis har haft en åtstramande effekt på såväl primärvårdens och specialvårdens invånarmässiga kostnader. Den estimerade effekten på specialvårdens kostnader är mellan -4,8 och -2,8 procent beroende på vilken modell man använder. Fastän detta inte kan tas som ett faktum, är det osannolikt att omstruktureringen skulle ha en omvänd, kostnadsökande effekt i detta fall. I primärvårdens fall är estimaten för behandlingseffekten mellan -7,1 och -5,6 procent, också på den sänkande sidan.

Utöver estimat för behandlingseffekten ger analysen intressanta insikter om några kontrollvariablers samband med tjänsternas kostnader. När det gäller specialvårdens kostnader, verkar befolkningstätheten ha ett negativt samband med kostnaderna, vilket även stämmer överens med tidigare forskning. Områden verkar ha nytta av högre befolkningstäthet i ordnandet av specialvård och sambandet förblev även då kommunfixa effekter inkluderades. Med primärvården var sambandet liknande, men efter att kommunfixa effekter inkluderades, försvann dess statistiska signifikans. Utan kommunfixa effekter var sambandet tydligt negativt för både special- och primärvården, vilket tyder på att tätbefolkade områden lyckas erbjuda tjänsterna mer kostnadseffektivt. Befolkningstätheten är också en variabel, som troligtvis inte varierar drastiskt inom korta tidsperioder, vilket förklarar att sambandet försvann i

modellen med kommunfixa effekter. Mindre överraskande, hade kontrollvariabler för förbrukningen av tjänster positiva samband med nettodrifstkostnaderna.

Studiens resultat stämmer bra överens med teori och tidigare forskning om stordriftsfördelar i hälsovårdstjänster som Luoma et al. (2007) visade i sin studie. Däremot har flera studier om kommunsammanslagningar (Djupsund et al, 1975; Moio & Uusitalo, 2013; Harjunen et al., 2017) saknat tydliga tecken på kostnadseffektivare tjänster som följd av kommunsammanslagningar.

Resultaten är också delvis motstridiga med tanke på att omorganiseringen för denna studies behandlingsgrupp har varit frivillig. Studier av Blesse och Baskaran (2016) samt Allers och Geertsema (2016) visade att frivilliga kommunsammanslagningar inte ledde till önskade kostnadsbesparingar. Reingewertz (2012) och Blesse och Baskaran (2016) fann att tvingade kommunsammanslagningar däremot ledde till kostnadsbesparingar. Fastän behandlingsgruppen i denna studie har omorganiserat i en situation där de förväntar sig vara tvungna göra det i framtiden, har beslutet i grund och botten varit frivilligt. Det som dock skiljer denna studies fenomen från kommunsammanslagningar, är att endast kommunernas hälsovårdstjänster blir mer storskaliga, medan kommunernas övriga tjänster förblir oförändrade. Många studier om kommunsammanslagningars kostnadseffekter görs utan att skilja på olika tjänster, vilket kan göra att nytton i specifika tjänster som hälsovårdstjänster förblir omärkta, ifall kostnaderna av andra tjänster stiger. Detta är möjligtvis en förklarande faktor till skillnaderna till några forskningsresultat, men det är inte som om all tidigare empiri skulle visa entydiga resultat heller. Kommunsammanslagningar och effektivitet för offentliga tjänster påverkas av en otalig mängd faktorer, vilket innebär att motstridiga resultat hittas i tidigare forskning och kommer att hittas även i framtida forskning.

Åstadkommandet av kostnadsbesparingar kan ha flera förklarande faktorer, varav många listades i det teoretiska ramverket i kapitel 3. Fastän omstruktureringsverkliga effekt vore kostnadssänkande, kan denna studie inte fastställa vilka faktorer som är den drivande kraften i detta fall.

Det vore idealt att undersöka effekterna med hjälp av en längre uppföljningsperiod, eftersom stordriftsfördelar inte nödvändigtvis nås inom en kort tid. Trots försöket att kontrollera för detta i denna studie, var möjligheterna begränsade på grund av att data endast fanns fram till år 2020. En sådan undersökning om specifikt dessa samkommuner kommer också att vara utmanande även i framtiden. Jämförbar data för ytterligare två år blir antagligen tillgängligt, men från och med år 2023 kommer alla hälsovårdstjänster att ordnas av välfärdsområdena. Dessa resultat ger i viss mån stöd till reformarbetet som gjorts i Finland under flera år. Ifall välfärdsområden lyckas med kostnadsbesparingar av sådan grad som dessa forskningsresultat syftar på, skulle det innebära en avsevärd lättnad för den offentliga ekonomin i Finland. När flera år gått efter införandet av social- och hälsovårdsreformen, kan följderna undersökas bättre, men i det fallet kommer det inte att finnas någon likadan kontrollgrupp som i denna studie på grund av att alla tjänster ordnas av välfärdsområden från och med 2023. Trots detta kan det i framtiden vara intressant att undersöka ifall behandlingsgruppen i denna studie lyckas prestera mer effektivt som välfärdsområde, som följd av deras längre erfarenhet av verksamhet på större skala.

Källförteckning

- Aaltonen, J. (2006). Perusterveydenhuollon menoeroja selittävät tekijät ja terveystieteiden kustannustehottomuus. Valtion taloudellinen tutkimuskeskus VATT.
- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1999). Empirical strategies in labor economics. In *Handbook of labor economics* (Vol. 3, pp. 1277-1366). Elsevier.
- Alesina, A., & Spolaore, E. (1997). On the number and size of nations. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1027-1056.
- Allers, M. A., & Geertsema, J. B. (2016). The effects of local government amalgamation on public spending, taxation, and service levels: Evidence from 15 years of municipal consolidation. *Journal of Regional Science*, 56(4), 659-682.
- Blesse, S., & Baskaran, T. (2016). Do municipal mergers reduce costs? Evidence from a German federal state. *Regional Science and Urban Economics*, 59, 54-74.
- Blom-Hansen, J. (2010). Municipal amalgamations and common pool problems: The Danish local government reform in 2007. *Scandinavian Political Studies*, 33(1), 51-73.
- Blom-Hansen, J., Houlberg, K., & Serritzlew, S. (2014). Size, democracy, and the economic costs of running the political system. *American Journal of Political Science*, 58(4), 790-803.
- Blom-Hansen, J., Houlberg, K., Serritzlew, S., & Treisman, D. (2016). Jurisdiction size and local government policy expenditure: Assessing the effect of municipal amalgamation. *American Political Science Review*, 110(4), 812-831.
- Cooter, R. & Ulen, T. (2012), *Law and Economics*. Sixth Edition, Addison-Wesley
- Dahl, R. A., & Tufte, E. R. (1973). *Size and democracy* (Vol. 2). Stanford University Press.
- Denters, B. (2002). Size and political trust: evidence from Denmark, the Netherlands, Norway, and the United Kingdom. *Environment and Planning C: Government and Policy*, 20(6), 793-812.
- Djupsund, G., Helander, V., & Ståhlberg, K. (1975). *Det kommunala indelningsproblemet i Finland: Reformen och konsekvenser*.
- Dollery, B., & Fleming, E. (2006). A conceptual note on scale economies, size economies and scope economies in Australian local government. *Urban Policy and Research*, 24(2), 271-282.
- Dowding, K., John, P., & Biggs, S. (1994). Tiebout: A survey of the empirical literature. *Urban studies*, 31(4-5), 767-797.

Dranove, D. (1998). Economies of scale in non-revenue producing cost centers: implications for hospital mergers. *Journal of health economics*, 17(1), 69-83.

Erhola, M., Vaarama, M., Pekurinen, M., Jonsson, P. M., Junnila, M., Hämäläinen, P., ... & Linnosmaa, I. (2014). SOTE-uudistuksen vaikutusten ennakoarviointi.

Finansministeriet (2010) Minister Kiviniemi: Kajanaland en modell för andra.

<https://vm.fi/sv/-/minister-kiviniemi-kajanaland-en-modell-for-andra>

Hämtad den 9.4.2022

Finansministeriet (2018) Budget review 2019. Review of budget proposal, September 2018.

<https://julkaisut.valtioneuvosto.fi/bitstream/handle/10024/161044/Budget%20review%202019.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Hämtad den 06.1.2023

Finansministeriet (2022) Osäkerhetsmomenten under övergångsskedet för välfärdsområdenas finansiering av försvinner efter de första åren.

https://valtioneuvosto.fi/-/10623/hyvinvointialueiden-rahoituksen-siirtymavaiheen-epavarmuudet-poistuvat-ensimmaisten-vuosien-jalkeen?languageId=sv_SE

Hämtad den 21.3.2023

Fox, W. F., & Gurley, T. (2006). Will consolidation improve sub-national governments? (Vol. 3913). World Bank Publications.

Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254-277.

Haitovsky, Y. (1968). Missing data in regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 30(1), 67-82.

Hanes, N. (2003). *Empirical Studies in Local Public Finance: Spillovers, Amalgamations, and Tactical Redistribution* (No. 604). Umeå University, Department of Economics.

Harjunen, O., Saarimaa, T. & Tukiainen, J. (2017), Political Representation and Effects of Municipal Mergers. VATT Working Papers 98.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.

Haveri, A., Airaksinen, J., & Jäntti, A. (2015). The Kainuu regional experiment: deliberate and unintended effects of scaling local government tasks to the regional level. *Scandinavian Journal of Public Administration*, 19(4), 29-47.

Haveri, A., & Nieminen, J. (2003). Mitä hyötyä on kuntien yhdistymisestä?: kuntien yhdistymisen vaikutukset luottamushenkilöiden ja viranhaltijoiden kokemana Heinolassa, Lohjalla ja Porvoossa. *Kunnallistieteellinen aikakauskirja* 31 (2003): 1.

- Hill, R. C., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2018). Principles of econometrics. John Wiley & Sons.
- Hinnerich, B. T. (2009). Do merging local governments free ride on their counterparts when facing boundary reform?. *Journal of Public Economics*, 93(5-6), 721-728.
- Hirsch, W. Z. (1959). Expenditure implications of metropolitan growth and consolidation. *The Review of Economics and Statistics*, 232-241.
- Hooghe, L., & Marks, G. (2009). Does efficiency shape the territorial structure of government?. *Annual Review of political science*, 12, 225-241.
- Hämäläinen, K., & Moisio, A. (2011). Kainuun hallintokokeilun kustannusvaikutukset.
- Huntington-Klein, N. (2021). *The effect: An introduction to research design and causality*. Chapman and Hall/CRC.
- Imai, K., & Kim, I. S. (2021). On the use of two-way fixed effects regression models for causal inference with panel data. *Political Analysis*, 29(3), 405-415.
- Inrikesministeriet (2003) Förvaltningsförsöket i Kajanaland börjar den 1 januari 2005. <https://intermin.fi/sv/-/forvaltningsforsoket-i-kajanaland-borjar-den-1-januari-2005>
Hämtad den 13.4.2022
- Jäntti, A.; Airaksinen, J. and Haveri, A. (2010) Siniset ajatukset - vapaasta pudotuksesta hallittuun sopeuttamiseen: Kainuun hallintokokeilun vaikutukset.
- Kallio, O., Meklin, P., Tammi, J., & Vakkuri, J. (2012). Kohti parasta kuntatalouden kehitystä?
- Keskimäki, I., Sinervo, T., & Koivisto, J. (2018). Integrating health and social services in Finland: Regional and local initiatives to coordinate care. 4(4), 9.
- Keskimäki, I., Tynkkynen, L. K., Reissell, E., Koivusalo, M., Syrjä, V., Vuorenkoski, L., ... & World Health Organization. (2019). Finland: health system review.
- Kommunförbundet (2016) Mall för grundavtal
<https://www.kommunforbundet.fi/publikationer/2016/1785-mall-grundavtal>
Hämtad 12.12.2021
- Kommunförbundet (2020a) Organiseringen av social- och hälsovården 2020
<https://www.kommunforbundet.fi/organiseringen-av-social-och-halsovarden-2020>
Hämtad den 17.11.2021
- Kommunförbundet (2020b) Sjukvårdsdistrikten 2019
<https://www.kommunforbundet.fi/sites/default/files/media/file/Specialupptagningsomr%C3%A5den%20och%20sjukv%C3%A5rdsdistrikt%202019-kommunkarta.pdf>
Hämtad den 17.11.2021

Kommunförbundet (2021) Kuntien sosiaali- ja terveydenhuollon nettokustannukset euroa/asukas

<https://www.kuntaliitto.fi/sosiaali-ja-terveysasiat/tilastot-ja-erillisselvitykset/kuntien-sosiaali-ja-terveydenhuollon-nettokustannukset-euroaasukas>

Hämtad den 18.4.2021

Kommunförbundet (2022a) Samarbete mellan kommuner och samkommuner.

<https://www.kommunforbundet.fi/juridik/samarbete-mellan-kommuner-och-samkommuner/samkommuner-koml-2015>

Hämtad den 12.12.2022

Kommunförbundet (2022b) Kaupunkien ja kuntien lukumäärät ja väestötiedot.

<https://www.kuntaliitto.fi/tietotuotteet-ja-palvelut/kaupunkien-ja-kuntien-lukumaarat-ja-vaestotiedot>

Hämtad den 12.12.2022

Kortelainen, M., Kotakorpi, K., & Lyytikäinen, T. (2021). Hyvinvointialueiden rahoitusmallin kannustinvaikutukset.

Lillrank, P., Chaudhuri, A., & Torkki, P. (2015). Economies of scale in cardiac surgery. *Journal of hospital administration*, 4(2), 78-86.

Loikkanen, H. A., & Susiluoto, I. (2005). Cost efficiency of Finnish municipalities in basic service provision 1994-2002.

Loikkanen, H. A., & Susiluoto, I. (2009). Kuntien menotason vaikuttavista tekijöistä: tutkimus peruspalvelusektorien menojen eroista vuosina 1994-2006.

Luoma, K., & Moisio, A. (2005). Kuntakoko, kuntien menot ja palvelujen tuotannon tehokkuuserot.

Luoma, K., Moisio, A., & Aaltonen, J. (2007). Secessions of municipal health centre federations: expenditure and productivity effects.

Manssila, S., & Mattson, L. (2019). Maakunta- ja sote-uudistuksen loppuraportti: Kokemuksia valmistelutyöstä, oppeja sekä johtopäätöksiä.

Meyer, B. D. (1995). Natural and quasi-experiments in economics. *Journal of business & economic statistics*, 13(2), 151-161.

Moisio, A., & Uusitalo, R. (2013). The impact of municipal mergers on local public expenditures in Finland. *Public Finance and Management*, 13(3), 148-166.

Mouritzen, P. E. (2010). The Danish revolution in local government: How and why? In *Territorial Choice* (pp. 21-41). Palgrave Macmillan, London.

Murnane, R. J., & Willett, J. B. (2010). *Methods matter: Improving causal inference in educational and social science research*. Oxford University Press.

Nelson, Michael A. (1992). Municipal amalgamation and the growth of the local public sector. *Journal of Regional Science* 32: 39-53.

Niskanen, A. (26 juni 2021) Historiallinen päivä: sote-uudistus meni läpi ja hyvinvointialueiden rakentaminen voi alkaa. *Yle*. Hämtad den 3.11.2021, från <https://yle.fi/uutiset/3-11995643>

OECD (2021), Health spending (indicator). doi: 10.1787/8643de7e-en
Hämtad den 12.12.2021

Olejaz, M., Juul Nielsen, A., Rudkjøbing, A., Okkels Birk, H., Krasnik, A., Hernández-Quevedo, C., & World Health Organization. (2012). *Denmark: Health system review*.

Perloff, J. M. (2018). *Microeconomics, global edition*. Pearson Education Canada.

Reingewertz, Y. (2012). Do municipal amalgamations work? Evidence from municipalities in Israel. *Journal of Urban Economics*, 72(2-3), 240-251.

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.

RP 15/2017 rd. Regeringens proposition till riksdagen med förslag till lagstiftning om inrättande av landskap och om en reform av ordnandet av social- och hälsovården samt till lämnande av underrättelse enligt artikel 12 och 13 i Europeiska stadgan om lokal självstyrelse.

RP 241/2020 rd. Regeringens proposition till riksdagen med förslag till lagstiftning om inrättande av välfärdsområden och om en reform av ordnandet av social- och hälsovården och räddningsväsendet samt till lämnande av underrättelse enligt artiklarna 12 och 13 i Europeiska stadgan om lokal självstyrelse.

Saarimaa, T., & Tukiainen, J. (2015). Common pool problems in voluntary municipal mergers. *European Journal of Political Economy*, 38, 140-152.

Saarimaa, T., & Tukiainen, J. (2018). PARAS-hankkeen aikana toteutettujen kuntaliitosten vaikutukset.

Salmerón, R., García, C. B., & García, J. (2018). Variance inflation factor and condition number in multiple linear regression. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 88(12), 2365-2384.

Sawyer, M. (1985). *The economics of industries and firms*. Routledge.

Santerre, R. E. (2009). Jurisdiction size and local public health spending. *Health Services Research*, 44(6), 2148-2166.

- Sloman, J., & Wride, A. (2009). *Economics*. Pearson Education.
- Social- och hälsovårdsministeriet (2021)
<https://soteuudistus.fi/sv/valfardsomraden>
Hämtad den 3.11.2021
- Social- och hälsovårdsministeriet (u.å.). Sjukhus och specialiserad sjukvård.
<https://stm.fi/sv/sjukvardsdistrikt-och-specialupptagningsomraden>
Hämtad den 9.3.2022
- Statistikcentralen (2021) Fruktsamheten i Finland på en otillräcklig nivå med tanke på åldersstrukturen.
https://www.tilastokeskus.fi/til/vaenn/2021/vaenn_2021_2021-09-30_tie_001_sv.html
Hämtad den 12.12.2021
- Statistikcentralen (u.å. A). Statistiken över kommunernas ekonomi förnyas.
https://stat.fi/keruu/kuntien-taloustilastojen-uudistus_sv.html
Hämtad den 16.4.2022
- Statistikcentralen (u.å. B). Prisomräknaren
https://www.stat.fi/tup/laskurit/rahanarvonmuunnin_sv.html
Hämtad den 6.1.2023
- Svarts, A. (2017). Healthcare managers' perception of economies of scale. *Journal of Health Organization and Management*.
- Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of political economy*, 64(5), 416-424.
- Tukiainen, J., Saarimaa, T., & Harjunen, O. (2010). Kuntaliitosten syntyyn vaikuttavat tekijät.
- Vartiainen, N. (2019). Tarkoittaako suurempi asukasluku pienempiä kustannuksia? Paneeliregressio Suomen kunnista vuosilta 2015–2017. *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 115(3), 520-541.
- Vazirani, N. (2012). Mergers and Acquisitions Performance Evaluation-A Literature Review. *SIES Journal of Management*, 8(2).
- Vohlonen Ilkka, K. J. (2011, april 15). Terveysthuollon rahoituksen optimaalinen väestön koko. Rahoituspoliittinen tutkimus väestön sairastamiseen perustuvasta ennakkoinnista. Acta nro 225. Suomen Kuntaliitto.
- Världsbanken (u.å.).
<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?end=2019&start=2019&view=map>
Hämtad den 12.12.2021

Wooldridge, J. (2021). Two-way fixed effects, the two-way fixed effects regression, and difference-in-differences estimators. Available at SSRN 3906345.

Yang, J. (2020). Interpreting Regression Coefficients for Log Transformed Variables. (Statnews #83). Cornell Statistical Consulting Unit. https://cscu.cornell.edu/wp-content/uploads/83_logv.pdf

Lagar och förordningar:

Kommunallagen (410/2015)

Lag om planering av och statsunderstöd för social- och hälsovården (1992/733), (upphävd)
fr.o.m. 1.1.2023

Appendix A

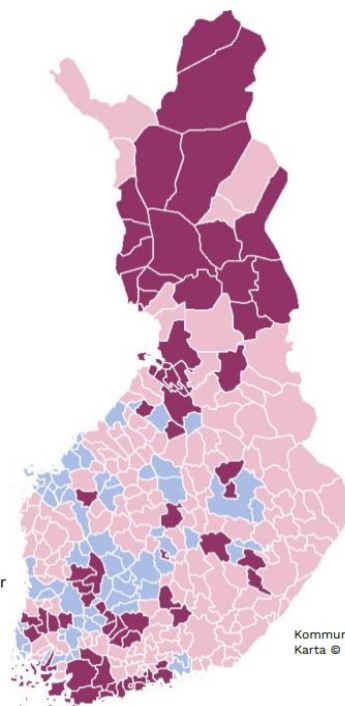
Appendix A.1: Organiseringen av primärvård och socialtjänster (Kommunförbundet, 2020a)

Organiseringen av primärvård och socialtjänster 2020

Antal fastlandskommuner	294
Tjänster i kommunens regi	74 kommuner, 48 % av befolkningen
Antal samarbetsområden	59, antal kommuner 220, 52 % av befolkningen
Samkommuner	33, antal kommuner 158
Samarbetsområden med ansvarig kommun	26, antal kommuner 62

Sammanlagt 61 kommuner har överfört endast hälso- och sjukvården eller delar av socialvården till ett samarbetsområde.

■	Kommunen tillhandahåller
■	Samkommunen tillhandahåller
■	En ansvarig kommun tillhandahåller



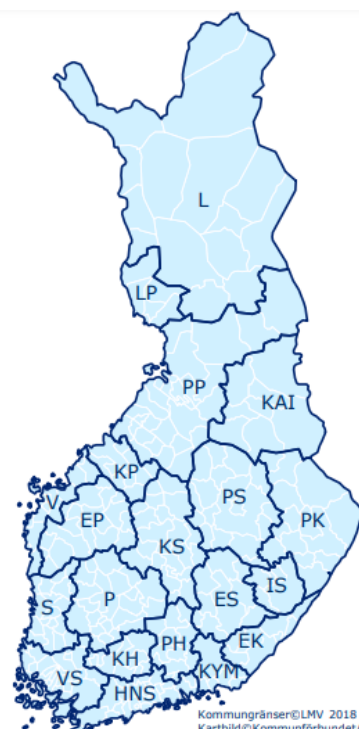
Kommungränser © LMV, 2020
Karta © Kommunförbundet/MS

KUNTA
LIITTO

Appendix A.2: Sjukvårdsdistrikten (Kommunförbundet, 2020b)

Sjukvårdsdistrikten 2019

	medlemskommuner	
EK	Södra Karelen	9
EP	Södra Österbotten	18
ES	Södra Savolax	9
HNS	Helsingfors och Nyland	24
IS	Östra Savolax	4
KAI	Kajanaland	8
KH	Egentliga Tavastland	11
KP	Mellersta Österbotten	10
KS	Mellersta Finland	21
KYM	Kymmenedalen	6
L	Lappland	15
LP	Länsi-Pohja	6
P	Birkaland	23
PK	Norra Karelen	14
PP	Norra Österbotten	29
PS	Norra Savolax	18
PH	Päijänne-Tavastland	12
S	Satakunta	17
V	Vasa	13
VS	Egentliga Finland	28
Totalt		295



Kuntaliitto
Kommunförbundet

Kommungränser © LMV 2018
Kartbild © Kommunförbundet/MS

Appendix B

VARIABLER	Ln specialvård
HVO	-
Efter	0,523*** (0,0209)
DD	-0,0317** (0,0129)
Över 75 år, %	0,00676 (0,00398)
Arbetslöshet, %	-0,00580*** (0,00151)
Ln vård dygn / 1000 inv.	0,185*** (0,0169)
Ln öppenvårdsbesök / 1000 inv.	0,167*** (0,0197)
Ln befolkningstäthet	-0,0757* (0,0436)
Kommunfixa effekter	Ja
Årsfixa effekter	Ja
Observationer	4 091
Förklaringsgrad (%)	89,0

Robusta standardfel i parenteser
 *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Appendix B tabell 1. DD analys med färre kontrollvariabler

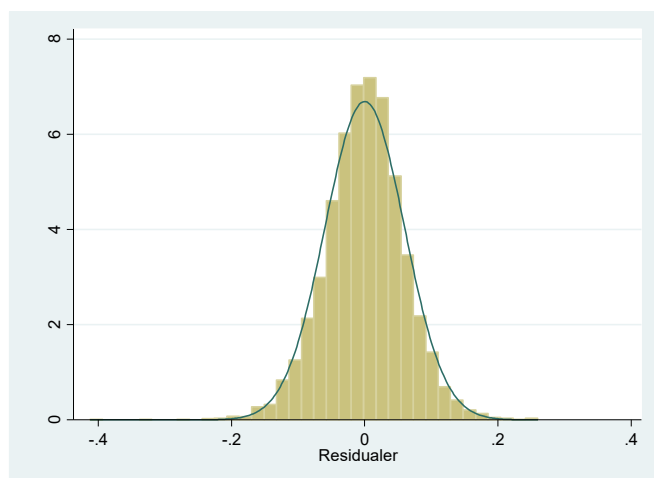
Variable	VIF	1/VIF
log_vardp~d	4.56	0.219085
log_varddy~n	4.06	0.246579
log_befolk~t	2.89	0.345565
log_befolk~g	2.54	0.393754
over75	2.11	0.474299
efter	1.86	0.536795
log_oppenv~l	1.77	0.564210
DD	1.59	0.627957
hvo2017	1.40	0.713674
arbetsloshet	1.35	0.739893
Mean VIF	2.41	

Appendix B tabell 2: VIF med alla kontrollvariabler

Variable	VIF	1/VIF
over75	1.90	0.525744
efter	1.80	0.554088
log_oppenv~l	1.69	0.591301
log_befolk~t	1.66	0.603511
DD	1.57	0.637359
hvo2017	1.40	0.714253
log_varddy~n	1.35	0.742109
arbetsloshet	1.18	0.848311
Mean VIF	1.57	

Appendix B tabell 3: VIF med färre kontrollvariabler

Appendix B figur 1: Histogram över regressionens residualer



VARIABLER	(2) Ln primärvård
HVO	-
Efter	0,354*** (0,0365)
DD	-0,0746** (0,0294)
Över 75 år, %	0,0125 (0,0114)
Arbetslöshet, %	-0,00498 (0,00374)
Ln vård dygn / 1000 inv.	0,0314*** (0,00811)
Ln öppenvård läkarbesök / 1000 inv.	0,000706 (0,00741)
Ln befolkningstäthet	-0,0856 (0,107)
Kommunfixa effekter	Nej
Årsfixa effekter	Nej
Observationer	3 880
Förklaringsgrad (%)	37,8

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Appendix B tabell 4: DD resultat med färre kontrollvariabler

VARIABLER	(1) Ln primärvård
HVO	0,221* (0,113)
Efter	0,381*** (0,0201)
DD	-0,0711*** (0,0148)
Över 75 år, %	0,0119** (0,00486)
Arbetslöshet, %	-0,00548** (0,00224)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	-0,0418*** (0,00752)
Ln vård dygn / 1000 inv.	0,0628*** (0,00816)
Ln öppenvård läkarbesök / 1000 inv.	0,00200 (0,00514)
Ln befolkning	0,143 (0,123)
Ln befolkningstäthet	-0,162 (0,107)
2007	0,0372*** (0,0116)
...	...
2019	-0,0721*** (0,0149)
9 kommunkod	0,351** (0,177)
...	...
992 kommunkod	0,241*** (0,0629)
Observationer	4 091
Förklaringsgrad (%)	85,4

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Appendix B tabell 5: Förklaringsgrad med kommun dummy-variabler

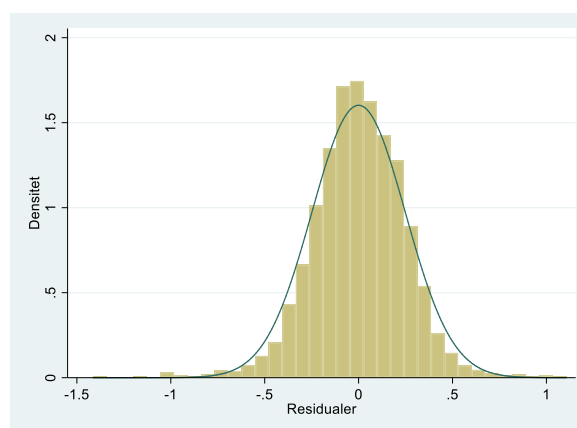
Variable	VIF	1/VIF
log_vårdp~r	5.15	0.194349
log_dygn_s~r	4.74	0.211090
log_befolk~t	2.84	0.352659
log_befolk~g	2.66	0.375471
over75	1.76	0.568309
DD	1.57	0.638799
efter	1.56	0.642558
hvo2017	1.40	0.714091
arbetsloshet	1.37	0.730485
log_lakarb~r	1.09	0.918637
Mean VIF	2.41	

Appendix B tabell 6: VIF med alla kontrollvariabler

Variable	VIF	1/VIF
over75	1.56	0.641757
DD	1.56	0.642151
log_befolk~t	1.55	0.646116
efter	1.41	0.708411
hvo2017	1.39	0.716996
log_dygn_s~r	1.26	0.790655
arbetsloshet	1.17	0.854292
log_lakarb~r	1.09	0.919010
Mean VIF	1.37	

Appendix B tabell 3: VIF med färre kontrollvariabler

Appendix B figur 2: Histogram över regressionens residualer



VARIABLER	(1) Ln specialvård 2014	(2) Ln specialvård 2012	(3) Ln specialvård 2010
HVO	-	-	-
Efter	0,481*** (0,0152)	0,479*** (0,0151)	0,475*** (0,0152)
DD	-0,000830 (0,00911)	0,0112 (0,00856)	0,0228** (0,0102)
Över 75 år, %	0,00481 (0,00443)	0,00485 (0,00442)	0,00497 (0,00443)
Arbetslöshet, %	-0,00526*** (0,00174)	-0,00518*** (0,00174)	-0,00489*** (0,00175)
Ln vård dygn / 1000 inv.	0,129*** (0,0253)	0,131*** (0,0248)	0,133*** (0,0240)
Ln öppenvårdsbesök / 1000 inv.	0,150*** (0,0207)	0,151*** (0,0207)	0,154*** (0,0207)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	0,216*** (0,0331)	0,212*** (0,0325)	0,210*** (0,0318)
Ln befolkning	0,0624 (0,104)	0,0756 (0,104)	0,0904 (0,105)
Ln befolkningstäthet	-0,123 (0,0825)	-0,126 (0,0834)	-0,129 (0,0840)
Kommunfixa effekter	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Ja	Ja	Ja
Observationer	2 912	2 912	2 912
Förklaringsgrad (%)	89,8	89,8	89,9

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Appendix B tabell 6: Regression med placebo-behandlingstider, specialvård

VARIABLER	(1) Ln primärvård 2014	(2) Ln primärvård 2012	(3) Ln primärvård 2010
HVO	-	-	-
Efter	0,273*** (0,0291)	0,271*** (0,0290)	0,269*** (0,0291)
DD	-0,0833*** (0,0231)	-0,0699*** (0,0227)	-0,0467** (0,0219)
Över 75 år, %	0,0103 (0,0106)	0,0100 (0,0106)	0,00988 (0,0105)
Arbetslöshet, %	-0,00585 (0,00356)	-0,00579 (0,00356)	-0,00606* (0,00358)
Ln vård dygn / 1000 inv.	-0,0380** (0,0164)	-0,0381** (0,0164)	-0,0382** (0,0165)
Ln öppenvårdsbesök / 1000 inv.	0,0644*** (0,0177)	0,0645*** (0,0177)	0,0641*** (0,0177)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	-0,00370 (0,00599)	-0,00322 (0,00590)	-0,00261 (0,00598)
Ln befolkning	-0,0209 (0,205)	-0,0321 (0,203)	-0,00513 (0,208)
Ln befolkningstäthet	-0,215 (0,135)	-0,213 (0,134)	-0,221 (0,138)
Kommunfixa effekter	Ja	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Ja	Ja	Ja
Observationer	2 912	2 912	2 912
Förklaringsgrad (%)	44,5	44,4	44,0

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Appendix B tabell 7: Regression med placebo-behandlingstider, primärvård

VARIABLER	(1) Ln specialvård	(2) Ln specialvård	(3) Ln specialvård
HVO	-0,00187 (0,00483)	-	-
Efter	-0,119*** (0,00641)	-0,131*** (0,00575)	0,547*** (0,0237)
DD	-0,00468 (0,00990)	-0,00104 (0,0120)	-0,000417 (0,0121)
Tid	0,0472*** (0,000971)	0,0490*** (0,00170)	
Över 75 år, %	0,0114*** (0,000821)	0,00128 (0,00465)	0,00367 (0,00455)
Arbetslöshet, %	-0,000900 (0,000603)	-0,00475*** (0,00101)	-0,00693*** (0,00174)
Ln vård dygn / 1000 inv.	0,166*** (0,0142)	0,110*** (0,0221)	0,126*** (0,0230)
Ln öppenvårdsbesök / 1000 inv.	0,132*** (0,0119)	0,138*** (0,0227)	0,132*** (0,0223)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	0,102*** (0,0184)	0,154*** (0,0351)	0,131*** (0,0347)
Ln befolkning	0,0127*** (0,00235)	0,0774 (0,0812)	0,0390 (0,0804)
Ln befolkningstäthet	-0,0103*** (0,00190)	-0,163** (0,0631)	-0,140** (0,0622)
Kommunfixa effekter	Nej	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja
Observationer	3 267	3 267	3 267
Förklaringsgrad (%)	81,4	88,1	89,6

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Appendix B tabell 8: Regression med placebo-behandlingsgrupp, specialvård

VARIABLER	(1) Ln primärvård	(2) Ln primärvård	(3) Ln primärvård
HVO	-0,0592*** (0,0120)	-	-
Efter	-0,0342** (0,0155)	-0,125*** (0,0163)	0,364*** (0,0411)
DD	-0,0121 (0,0246)	-0,00353 (0,0264)	-0,00464 (0,0268)
Tid	0,0251*** (0,00167)	0,0310*** (0,00304)	-
Över 75 år, %	0,0284*** (0,00157)	0,0177 (0,0127)	0,0170 (0,0130)
Arbetslöshet, %	0,0157*** (0,00129)	-0,00922*** (0,00232)	-0,00575 (0,00421)
Ln vårdperioder / 1000 inv.	-0,0209** (0,0102)	-0,0342** (0,0140)	-0,0300** (0,0141)
Ln vård dygn / 1000 inv.	0,105*** (0,0104)	0,0571*** (0,0155)	0,0514*** (0,0155)
Ln öppenvård läkarbesök / 1000 inv.	0,0253*** (0,00857)	-0,0150* (0,00787)	-0,00135 (0,00814)
Ln befolkning	0,0177*** (0,00592)	0,0950 (0,233)	0,0784 (0,234)
Ln befolkningstäthet	-0,0777*** (0,00529)	-0,125 (0,178)	-0,142 (0,178)
Kommunfixa effekter	Nej	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Nej	Nej	Ja
Observationer	3 267	3 267	3 267
Förklaringsgrad (%)	61,0	36,1	39,8

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Appendix B tabell 9: Regression med placebo-behandlingsgrupp, primärvård

Placebo-behandlingsgrupp:

Akaa	Joutsa	Maalahti	Siikainen
Alavus	Jämsä	Masku	Somero
Eura	Kaavi	Mäntsälä	Säkylä
Forssa	Kangasala	Orivesi	Tammela
Haapavesi	Karkkila	Pori	Tervo
Hanko	Kauhava	Porvoo	Tuusula
Hausjärvi	Kauniainen	Pöytyä	Vaala
Hattula	Kempele	Rovaniemi	Varkaus
Ikaalinen	Lapua	Salla	Ylivieska
Jokioinen	Lieto	Sauvo	Ylöjärvi
Inkoo			

Appendix B tabell 10: Slumpmässigt vald placebo-behandlingsgrupp

VARIABLER	(1)	(2)
	Ln primär- & specialvård	Ln primär- & specialvård
HVO	-0,0392*** (0,00993)	-
Efter	-	0,490*** (0,0192)
DD	-	-0,0531*** (0,0108)
Över 75 år, %	0,00910** (0,00423)	0,00937** (0,00435)
Arbetslöshet, %	-0,00480*** (0,00138)	-0,00551*** (0,00137)
Ln vårdperioder/1000 inv. (primär)	-0,0204*** (0,00631)	-0,0220*** (0,00687)
Ln vård dygn/1000 inv. (primär)	0,0289*** (0,00588)	0,0310*** (0,00666)
Ln öppenvård läkarbesök/1000 inv. (primär)	0,00151 (0,00278)	0,00120 (0,00284)
Ln vård dygn/1000 inv. (special)	0,0567*** (0,0155)	0,0584*** (0,0169)
Ln öppenvårdsbesök/1000 inv. (special)	0,0739*** (0,0172)	0,0742*** (0,0182)
Ln vårdperioder/1000 inv. (special)	0,0712*** (0,0269)	0,0912*** (0,0282)
Ln befolkning	0,156 (0,103)	0,137 (0,104)
Ln befolkningstäthet	-0,167** (0,0813)	-0,163** (0,0815)
Kommunfixa effekter	Ja	Ja
Årsfixa effekter	Ja	Ja
Observationer	4 248	3 880
Förklaringsgrad (%)	86,8	87,5

Robusta standardfel i parenteser
*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Appendix B tabell 11: Regression med primärvård och specialvård sammanlagt som utfallsvariabel.