

Evaluering av kommunal medfinansiering

Jan Erik Askildsen • Tor Helge Holmås • Oddvar Kaarbøe • Karin Monstad



Uni Research Rokkansenteret, Stein Rokkan senter for flerfaglige samfunnsstudier, har en todelt publikasjonsserie.

Publikasjonsserien redigeres av et redaksjonsråd bestående av forskningsdirektør og forskningsledere.

I rapportserien publiseres ferdige vitenskapelige arbeider, for eksempel sluttrapporter fra forskningsprosjekter.

Manuskriptene er godkjent av redaksjonsrådet, normalt etter en fagfelleevaluering.

Det som utgis som notater er arbeidsnotater, foredrag og seminarinnlegg. Disse godkjennes av prosjektleder før publisering.

ISSN 1503-0946

Uni Research Rokkansenteret
Nygårdsgaten 5
5015 Bergen
Tlf. 55 58 97 10
Fax 55 58 97 11
E-post: rokkansenteret@uni.no
<http://rokkan.uni.no/>

Henvisning til publikasjonen:
Forfatter(e) (årstall) *Tittel*, Rokkan-notat nr. x-20xx, Bergen:
Uni Research AS.

Evaluering av kommunal medfinansiering

JAN ERIK ASKILDSEN

TOR HELGE HOLMÅS

ODDVAR KAARBØE

KARIN MONSTAD

STEIN ROKKAN SENTER FOR FLERFAGLIGE SAMFUNNSSTUDIER

UNI RESEARCH, BERGEN

SEPTEMBER 2015

Notat 6 – 2015

Forord

Prosjektet «Resultater av samhandlingsreformen: Bedre helse, bedre helsetjenester, bedre samfunnsøkonomi?» er et samarbeid mellom Uni Rokkansenteret, Frischsenteret og Avdeling for helseledelse og helseøkonomi (UiO) og er finansiert av Norges Forskningsråd (NFR-nummer 220804).

Samhandlingsreformen har som målsetting å sikre mer helhetlige og koordinerte helse- og omsorgstjenester, at en større del av tjenestene utføres i kommunene, og den skal styrke forebygging og bedre folkehelsen. Formålet med prosjektet er å evaluere om samhandlingsreformen oppfyller disse målsettingene og videre om det er utilsiktede positive eller negative konsekvenser av betydning for pasienter, tjenesteleverandører eller samfunnet ellers.

Prosjektet består av flere delprosjekter, og i dette notatet dokumenterer vi resultatene fra evalueringen av kommunal medfinansiering (KMF).

Innhold

Forord	2
1. Innledning.....	4
2. Kommunal medfinansiering.....	6
3. Data og deskriptiv statistikk	9
4. Metodisk tilnærming.....	18
5. Resultat fra regresjonsanalysene	22
6. Oppsummering	34
Appendiks.....	36

1. Innledning

Målene med samhandlingsreformen er mange, men viktigst er kanskje at reformen (sammen med ulike lovendringer) skal styrke kommunenes innsats i forhold til forebygging og tidlig intervensjon, bedre samhandlingen mellom primær- og spesialisthelsetjenesten og føre til at flere pasienter mottar behandling innenfor kommunenes helsetilbud.

For å oppnå disse målsetningene ble det innført flere nye virkemidler. De to viktigste økonomiske virkemidlene var innføring av kommunalt betalingsansvar for utskrivningsklare pasienter (i 2012 betaler kommunene 4000 kroner per liggedag fra dag én) og kommunal medfinansiering (som blir nærmere beskrevet i neste kapittel). Det ble også innført en forpliktelse for kommuner og helseforetak om å inngå samarbeidsavtaler for å sikre at pasientene mottar et helhetlig tilbud om helse- og omsorgstjenester. Disse virkemidlene ble alle implementert fra og med 1. januar 2012. Reformen stiller i tillegg krav til kommunene om å opprette et kommunalt døgntilbud for øyeblikkelig hjelp. I motsetning til de andre virkemidlene i reformen, ble dette innfasert over tid. Kommunene kan selv bestemme når tiltaket skal innføres, men kommunalt døgntilbud for øyeblikkelig hjelp er lovpålagt fra 2016.

Når et tiltak (her KMF) skal evalueres, ville man, ideelt sett, ønske å observere de samme enhetene (her individer) både med og uten tiltaket på ett og samme tidspunkt, men det lar seg selvsagt ikke gjøre i praksis. Et sentralt element i en effektevaluering er derfor å definere en kontrollgruppe som kan representere den kontrafaktiske situasjonen (hva resultatet ville ha vært i fravær av tiltaket) for dem som er omfattet av tiltaket. I hvilken grad det er mulig å etablere valide kontrollgrupper vil blant annet avhenge av måten tiltaket innføres på. Det er for eksempel en stor fordel om det bare innføres ett virkemiddel, og at dette virkemiddelet innføres på ulike tidspunkt i ulike regioner. Dette er ikke tilfelle når det gjelder samhandlingsreformen. Reformen ble innført for alle norske kommuner til samme tid (med unntak for kommunale ØH plasser) og det ble innført en rekke tiltak samtidig. Dette gjør det betydelig vanskeligere å etablere gode kontrollgrupper, noe som igjen gjør det vanskeligere å estimere kausale effekter av samhandlingsreformen.

Reformer trenger gjerne tid til å virke. Selv om det er kjent at økonomiske insentiver trer i kraft fra en gitt dato, kan aktørene trenge tid til å tilpasse seg endrede rammevilkår, for eksempel forebygge sykdom bedre eller etablere alternative tilbud til spesialisthelsetjenesten. Derfor er det viktig å ha observasjoner fra en lang nok

periode etter at reformen er innført. For å etablere et sammenligningsgrunnlag trenger man også data fra perioden *før* reformen, i en lang nok periode til at tilfeldige variasjoner blir vasket bort og slik at man kan observere om det er en underliggende trend i utviklingen. I denne evalueringen har vi tilgjengelig data fra 2 år før og 2 år etter innføringen av KMF.

I flere land (for eksempel Storbritannia og Danmark) gis det økonomiske insentiver for å anspore til forebygging og til at en større andel av behandlingen skjer i primærhelsetjenesten. I en oversiktsartikkel drøfter (Beales og Smith, 2012)¹ studier som analyserer hvilken påvirkning primærhelsetjenesten kan ha på bruk av spesialisthelsetjenester og hvordan økonomiske insentiver virker. Deres konklusjon er at det lite forskning som tyder på at en generell ekspansjon av primærhelsetjenesten bidrar til å redusere etterspørselen etter spesialisthelsetjenester. Danmark innførte kommunal medfinansiering i forbindelse med strukturreformen i 2007 og erfaringene er omtalt blant annet i Vrangbæk et al (2013)². De finner ingen statistisk sammenheng mellom innsatsen kommunen gjør innenfor helsetjenester rettet mot eldre og antall sykehusinnleggelser.

I neste kapittel beskriver vi hovedtrekkene ved kommunal medfinansiering, mens vi i kapittel 3 presenterer datamaterialet som benyttes i evalueringen. Her gir vi også deskriptiv statistikk for å vise utviklingen i sentrale variabler over tid. I kapittel 4 gir vi en kort beskrivelse av metodene som benyttes i analysene. Resultatene fra estimeringene er presentert i kapittel 5, og kapittel 6 oppsummerer evalueringen av kommunal medfinansiering.

¹ Beales, S. & Smith, P. C. 2012. The role of primary health care in controlling the cost of specialist health care. *Nordic Economic Policy Review*, 2, 153-186.

² Vrangbæk, K., & Sørensen, L. M. (2013). Does municipal co-financing reduce hospitalisation rates in Denmark?. *Scandinavian journal of public health*, 41(6), 616-622.

2. Kommunal medfinansiering

Kommunal medfinansiering av spesialisthelsetjenester (KMF) ble implementert

1.1.2012 og formålet med ordningen var å redusere bruken av spesialisthelsetjenester ved å gi kommunene insentiv til å utvikle alternative tilbud.

KMF innebærer at pasientenes registrerte bostedskommune skal betale medfinansiering for somatiske spesialisthelsetjenester, med unntak for kirurgi, fødsler, behandling av nyfødte og behandling med enkelte kostbare legemidler. Spesialisthelsetjenester som ikke er finansiert gjennom innsatsstyrt finansiering (ISF) er ikke inkludert i KMF, herunder: Psykisk helsevern, tverrfaglig spesialisert rusbehandling, tjenester levert av avtalespesialister, polikliniske laboratorie- eller radiologiske tjenester eller opphold i private opptreningsinstitusjoner.

Kommunenes medfinansiering beregnes ved at hvert sykehusopphold gis en poengverdi basert på oppholdets DRG (med et tak på 4 poeng per opphold). Summen av poeng for alle opphold danner så grunnlaget for hvor mye kommunen må betale:

Kommunal medfinansiering = Sum poeng x enhetsrefusjon x 20 %.

Enhetsrefusjonen (DRG-prisen) endres fra år til år som ledd i behandlingen av statsbudsjettet, og var henholdsvis 38 209 kroner i 2012 og 39 447 kroner i 2013.

Gjennom KMF fikk kommunene overført ca. fem milliarder kroner per år fra sykehusenes budsjetter. Kommunal medfinansiering ble avviklet fra og med 1.1.2015.

For å evaluere KMF er det viktig å ha en oppfatning av hvordan reformen eventuelt kan påvirke bruken av spesialisthelsetjenester. Nedenfor diskuterer vi noen mulige mekanismer:

1. *KMF kan føre til at kommunene behandler pasienter som ellers ville mottatt behandling på sykehus:* Dette er trolig lite realistisk, da måtte kommunene behandle pasienter til en betydelig lavere pris enn det sykehusene gjør. Det er også uklart hvem som skulle stå for behandlingen, fastlegene er ikke direkte berørt av KMF, og på kort sikt vil det trolig være vanskelig å bygge opp nye behandlingstilbud. Om det likevel skulle være en slik sammenheng, er det rimelig å tenke seg at dette ville gjelde enkle behandlinger/tidlig intervensjon. En slik effekt burde da påvirke sannsynligheten for at en person får et opphold på sykehus, men neppe intensiteten (antall opphold) i behandlingen for de som blir innlagt. Videre vil det trolig være størst effekt

blant eldre, siden de eldre i større grad er innlagt på institusjon eller mottar hjemmesykepleie.

2. *Økt kommunal forebygging av sykdom/skader:* Det er ikke utenkelig at KMF kan påvirke denne innsatsen, og da vil vi forvente at KMF har en større effekt i de kommunene som bruker mest ressurser på forebygging. Et potensielt problem i forhold til å evaluere effekten av KMF, er at forebyggingen trolig kan påvirke etterspørselen etter både kirurgiske og medisinske behandlinger. Da kan forbruket av begge type behandlinger gå ned, noe som kan gjøre det vanskelig å avdekke denne effekten av KMF i en evaluering.
3. *Kommunene kan redusere unødvendige (og nødvendige) henvisninger til spesialisthelsetjenesten:* Det er trolig begrenset i hvor stor grad kommunene kan påvirke henvisninger til sykehus. De fleste opphold i spesialisthelsetjenesten er initiert av fastleger eller sykehusene selv (når pasientene er i et behandlingsforløp). Om det likevel er en slik sammenheng, vil vi forvente at effekten er størst blant eldre siden de oftere er brukere av det kommunale pleie- og omsorgstilbudet (kommunene kan trolig, i noen grad, påvirke forbruket av spesialisthelsetjenester for institusjonsbeboere).
4. *Økt bruk av private avtalespesialister (siden de ikke er omfattet av KMF):* En tenkelig (og uintendert) effekt av reformen er at kommunene, i den grad de kan påvirke henvisninger til spesialisthelsetjenesten, vil ønske å øke bruken av private avtalespesialister. Da vil vi forvente en relativ økning i medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister sammenlignet med medisinske (polikliniske) konsultasjoner på sykehus. Vi vil videre forvente at medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister øker relativt mer enn kirurgiske konsultasjoner (siden KMF ikke gir insentiv for redusert bruk av kirurgiske behandlinger på sykehus).
5. *Reduserte ventetider for medisinske behandlinger:* Om det er behandlingsskøer vil man kunne oppleve en redusert etterspørsel etter sykehustjenester, uten at dette gir seg utslag i færre opphold. En redusert etterspørsel skulle imidlertid påvirke ventetidene. En mulig effekt av KMF kan dermed være at ventetidene for medisinske behandlinger reduseres mer (øker mindre) enn for kirurgiske behandlinger.

Mer generelt forventer vi at KMF kan påvirke forbruket av spesialisthelsetjenester på to måter (eller som en kombinasjon av disse): For det første kan det føre til at personer som ville mottatt tjenester i spesialisthelsetjenesten uten reformen, ikke mottar slike tjenester etter at reformen ble innført. Det vil i så tilfelle bety at

sannsynligheten for medisinske opphold i spesialisthelsetjenesten reduseres relativt til kirurgiske opphold. For det andre kan reformen føre til at pasienter som mottar medisinsk behandling i spesialisthelsetjenesten, mottar mindre behandling etter reformen sammenlignet med før. Da vil vi forvente å se en større reduksjon (mindre vekst) i antall medisinske opphold (eventuelt i antall DRG poeng) sammenlignet med kirurgiske opphold.

I analysene som presenteres i kapittel 5 undersøker vi begge disse problemstillingene. Her tar vi utgangspunkt i hele befolkningen eller alle som har mottatt spesialisthelsetjenester på sykehus. Disse utgjør hovedanalysene i evalueringen, men vi gjør også en rekke utdypende analyser der vi ser på følgende forhold:

1. Om KMF har ført til økt bruk av private avtalespesialister
2. Om ventetidene for medisinske behandlinger har blitt kortere som følge av KMF
3. Om KMF har større effekt i de kommunene som har brukt mest ressurser på forebygging
4. Om KMF har større effekt for eldre

3. Data og deskriptiv statistikk

Vi bruker individdata fra tre ulike kilder; Norsk pasientregister (NPR), kontroll og utbetaling av helserefusjon (KUHR) og statistisk sentralbyrå. Datagrunnlaget omfatter hele den norske befolkning for perioden 2007 – 2013. I evalueringen bruker vi imidlertid bare data for perioden 2010 – 2013. Hovedårsaken til dette er endringer i DRG-systemet som gjør det vanskelig å bestemme om behandlinger er medisinske eller kirurgiske i perioden før 2010. I tillegg til individdata har vi i noen analyser brukt data som beskriver ulike forhold ved kommunene, hentet fra KOSTRA og Samhandlingsstatistikk fra Helsedirektoratet.

3.1 Beskrivelse av datagrunnlaget

3.1.1. Data NPR

Norsk pasientregister inneholder helseopplysninger om alle personer som har fått behandling, eller som venter på behandling i spesialisthelsetjenesten. Vi har mottatt følgende informasjon om alle pasienter som er blitt behandlet på somatiske sykehus i perioden 2008 – 2013 (registeret ble først personidentifiserbart fra og med 2008):

- Pasient (ID, alder, kjønn og bostedskommune).
- Behandlingssted (institusjon, helseforetak)
- Henvisningstidspunkt
- Omsorgsnivå (poliklinikk, dag- eller døgnbehandling)
- Dato for inn- og utskriving
- Om behandlingen var planlagt eller akutt
- Tidspunkt for avsluttet behandling og når pasienten er utskrivningsklar
- Om pasienten er utskrevet som død og dødstidspunkt
- Tilstander, henvisningsgrunn og diagnoser (ICD-10)
- Kirurgiske prosedyrer (NCSP)
- Medisinske prosedyrer (NCMP)
- DRG (vekt og type)

3.1.2 Data fra KUHR

Helseøkonomiforvaltningen (HELFO) har ansvar for håndtering av refusjonsordningen og databasen KUHR inneholder data om refusjonskrav fra ulike behandlere. Fra KUHR har vi mottatt følgende informasjon for fastleger, private avtalespesialister og fysioterapeuter:

- Behandler (ID, type virksomhet, kommunenummer)
- Pasient (ID, kjønn, alder, kommunenummer)
- Behandling (tidspunkt og takster for utført behandling)
- Diagnose (ICPC i primær- og ICD10 i spesialisthelsetjenesten).

I analysene benytter vi bare data om private avtalespesialister. Informasjon om hvor ofte en person har vært til fastlege eller fysioterapeut vil kunne fortelle noe om individets helsetilstand og således ha vært brukt som forklaringsvariabler i analysene. En potensiell effekt av KMF er imidlertid at kommunene øker tilgangen av leger og fysioterapeuter og da ville disse variablene fange opp effekter av reformen (særlig om fastleger/fysioterapeuter i større grad substituerer medisinske enn kirurgiske behandlinger).

3.1.3 Data fra SSB

Fra SSB har vi mottatt følgende informasjon for den norske befolkning i perioden 2007 - 2013:

- Alder, kjønn og bostedskommune
- Sosioøkonomisk status: Utdanning (type og antall år med fullført utdanning), inntekt (arbeid, trygder, pensjoner, kapital), innvanderstatus (landbakgrunn, andre generasjons innvandrere og år i Norge).
- Familietype (bor alene, med ektefelle, barn, etc.)
- Informasjon om eventuelle barn (antall, alder, kjønn, bostedskommune, sosioøkonomisk status).
- Informasjon om pasienter som har vært behandlet på sykehus dør innen et år etter utskriving.

3.1.4 Data på kommunenivå

KOSTRA inneholder en stor mengde variabler som blant annet beskriver ressursinnsatsen i det kommunale pleie- og omsorgstilbudet og

helsetjenestetilbudet. Vi har imidlertid valgt å ikke inkludere disse som forklaringsvariabler i analysene der vi estimerer effekter av reformen. Årsaken er at mange av variablene kan fange opp kommunenes tilpasning som følge av reformen, og i så tilfelle vil vi kunne underestimere effektene om de inkluderes.

Vi bruker imidlertid informasjon om ressursinnsatsen innenfor forebygging for å undersøke om KMF har en større effekt i kommuner med stor ressursinnsats (kapittel 5.5).

I forbindelse med samhandlingsreformen er kommunene pålagt å etablere et kommunalt døgntilbud for øyeblikkelig hjelp innen 2016. Vi har mottatt data fra Helsedirektoratets samhandlingsstatistikk som viser hvilke kommuner som har etablert slike tilbud per 31.08.2014.

3.2 Utvalget

Med utgangspunkt i disse dataene kartlegger vi forbruket av ulike typer spesialisthelsetjenester for hele befolkningen for perioden 2010 – 2013. Vi har imidlertid måttet utelate personer med manglende informasjon om blant annet bostedskommune. Tabellen nedenfor gir en oversikt over antall personer i utvalget sammenlignet med det totale antall bosatte (hentet fra SSB) i årene 2010 – 2013.

Tabell 3.1 Antall personer i utvalget over år

	2010	2011	2012	2013
Folkemengde Norge	4 858 199	4 920 305	4 985 870	5 051 275
Individ i utvalget	4 856 606	4 918 797	4 984 254	5 049 273

Fra tabellen ser vi at det er mindre enn 2000 personer som mangler i utvalget hvert år, og vi kan dermed slå fast at dataene er høyst representative for den norske befolkning. Over de fire årene utgjør datasettet totalt 19 808 930 observasjoner.

3.3 Deskriptiv statistikk

For dette utvalget har vi konstruert en rekke variabler. De avhengige variablene beskriver (den individuelle variasjonen i) forbruket av ulike helsetjenester, og forklaringsvariablene er ment å fange opp forskjeller i individenes behov for helsetjenester. Nedenfor definerer og beskriver vi variablene som benyttes i analysene.

3.3.1 Avhengige variabler brukt i analysene

Vi benytter to hovedtyper av avhengige variabler. For hver type opphold (innleggelse, dagbehandling eller poliklinikk) ser vi på sannsynligheten for at et individ skal ha opphold på et somatisk sykehus. Det vil si at vi konstruerer variabler som er lik 1 om individet er registrert med minst ett opphold et gitt år. Om individet derimot ikke har noe opphold dette året, registreres det med 0 på den avhengige variabelen. Den andre hovedgruppen av avhengige variabler registrerer antall opphold. I disse analysene inkluderes bare personer som har hatt minst ett opphold, det vil si at når vi for eksempel studerer hvordan antall sykehusinnleggelser har utviklet seg over tid, inkluderer vi bare pasienter som har hatt minst en innleggelse dette året.

Vi skiller mellom opphold som er omfattet av kommunal medfinansiering (de fleste medisinske opphold, unntakene er beskrevet i kapittel 2) og opphold som ikke er omfattet (kirurgiske opphold). For hvert individ får vi dermed to observasjoner hvert år, en som registrerer medisinske opphold og en som registrerer kirurgiske opphold (39 617 860 observasjoner totalt).

a) Sannsynligheten for opphold

Vi ser først på hvordan sannsynligheten for opphold omfattet av kommunal medfinansiering utvikler seg over tid. Her bruker vi fire ulike avhengige variabler; sannsynligheten for innleggelse, sannsynligheten for dagbehandling, sannsynligheten for poliklinisk behandling og sannsynligheten for behandling hos en privat avtalespesialist.

I tabell 3.2 nedenfor viser vi andelen av individene i utvalget som har minst ett opphold i spesialisthelsetjenesten i perioden 2010 – 2013, for opphold omfattet av KMF og opphold ikke omfattet av KMF. Om vi først fokuserer på sykehusinnleggelser, ser vi at det har vært en økning i andelen av personer som har vært innlagt på sykehus fram til og med 2012, og at andelen reduseres noe i 2013. Isolert kunne dette indikere at KMF har hatt en effekt, men vi ser imidlertid også at andelen kirurgiske innleggelser reduseres i 2013. Dette tyder på at nedgangen i 2013 ikke skyldes KMF.

Utviklingen i forbruket av dagopphold indikerer heller ikke at reformen har hatt noen effekt. Vi ser at andelen med medisinske dagopphold øker fra 2011, mens andelen med kirurgiske dagopphold reduseres noe i 2013 (altså det motsatte av hva vi ville forventet om KMF hadde en effekt).

Private avtalespesialister er ikke omfattet av KMF og om kommunal medfinansiering har hatt en effekt på polikliniske konsultasjoner, vil vi forvente at sannsynligheten

for polikliniske konsultasjoner reduseres relativt til sannsynligheten for konsultasjoner hos private spesialister (etter reformen). Tallene i tabell 3.2 gir ingen indikasjon på en slik utvikling, det synes å være motsatt. En annen tilnærming til det samme spørsmålet er å sammenligne utviklingen i medisinske og kirurgiske konsultasjoner hos private spesialister. Om private spesialister tar en større andel av medisinske konsultasjoner, vil vi forvente en økning i medisinske konsultasjoner sammenlignet med kirurgiske (hos private spesialister) etter reformen. Også her synes utviklingen heller å gå i motsatt retning.

Tabell 3.2. Andel personer med ett eller flere opphold, hele utvalget

	2010	2011	2012	2013
<i>Medisinske opphold</i>				
Innleggelse	6,88	6,91	6,95	6,89
Dagopphold	0,73	0,64	0,66	0,68
Poliklinisk konsultasjon	30,19	30,52	30,48	30,66
Privat spesialist	18,78	19,10	19,08	18,40
<i>Kirurgiske opphold</i>				
Innleggelse	3,66	3,70	3,71	3,62
Dagopphold	3,54	3,52	3,51	3,45
Privat spesialist	2,12	2,15	2,30	2,23
Antall observasjoner	4 856 606	4 918 797	4 984 254	5 049 273

I kapittel 2 argumenterte vi for at kommunal medfinansiering trolig har størst potensiale for å påvirke forbruket av spesialisthelsetjenester for eldre personer (kommunene kan i større grad påvirke henvisning til spesialisthelsetjenesten for eldre, siden disse oftere mottar kommunale omsorgstjenester). Tabell A1.1 i appendiks A1 viser tilsvarende deskriptiv statistikk som tabell 3.2 for personer 80 år eller eldre, og gir ingen indikasjoner på at KMF har hatt noen (større) effekt for eldre personer.

b) Antall opphold

Den andre hovedtypen avhengige variabler vi studerer, er antall opphold per år for personer som har mottatt spesialisthelsetjenester. I tabellene nedenfor viser vi hvordan antall opphold har utviklet seg over tid for henholdsvis innleggelser, dagopphold, polikliniske konsultasjoner og konsultasjoner hos private avtalespesialister. På samme måte som ovenfor skiller vi mellom medisinske og kirurgiske opphold, og tabellene A1.2 og A1.3 i appendiks viser utviklingen for personer som er 80 år og eldre.

Tabell 3.3 Antall opphold, medisinske og kirurgiske, hele utvalget

	2010	2011	2012	2013
<i>Innleggelser</i>				
Medisinske	1,59	1,58	1,58	1,58
Antall observasjoner	333 984	339 927	346 213	348 070
Kirurgiske	1,13	1,13	1,13	1,13
Antall observasjoner	177 515	181 869	184 700	182 796
<i>Dagbehandlinger</i>				
Medisinske	6,09	6,58	6,59	6,44
Antall observasjoner	35 514	31 324	32 975	34 225
Kirurgiske	1,14	1,14	1,14	1,14
Antall observasjoner	172 115	173 111	175 002	174 282
<i>Polikliniske konsultasjoner</i>				
Medisinske	3,15	3,19	3,25	3,25
Antall observasjoner	1 466 147	1 501 000	1 519 210	1 548 096
<i>Konsultasjoner hos private spesialister</i>				
Medisinske	2,38	2,37	2,38	2,24
Antall observasjoner	912 232	939 689	951 211	929 266
Kirurgiske	1,52	1,52	1,51	1,53
Antall observasjoner	102 889	105 989	114 885	112 749

Antall kirurgiske innleggelser og dagbehandlinger (gitt minst ett opphold) er nær konstant over perioden 2010 – 2013. Siden vi heller ikke ser noe tendens til en reduksjon i antall medisinske innleggelser/dagbehandlinger etter reformen, er det ingen indikasjon på at KMF har redusert intensiteten i denne type medisinske behandlinger.

Antall polikliniske konsultasjoner har økt etter reformen, mens konsultasjoner hos private spesialister har gått ned. Dette er det motsatte av hva vi ville forvente å se om KMF har hatt effekt. Det samme gjelder forholdet mellom medisinske og kirurgiske konsultasjoner hos private spesialister. Her ser vi antall kirurgiske konsultasjoner er omtrent konstant, mens vi ser en klar nedgang i antall medisinske konsultasjoner i 2013.

c) Utvikling i ventetider

For å analysere utviklingen i ventetider for henholdsvis medisinske og kirurgiske behandlinger, har vi organisert data noe annerledes enn i de øvrige analysene. Årsaken er at et behandlingsforløp typisk består av flere episoder med samme henvisningsdato. Vi slår sammen alle opphold med samme henvisningsdato og ventetiden beregnes som antall dager fra henvisningsdato til første innskrivningsdato i det aktuelle forløpet. Et behandlingsforløp kan bestå av en kombinasjon av innleggelser, dagbehandlinger eller polikliniske konsultasjoner, og vi skiller derfor ikke mellom ulike typer opphold i disse analysene.

Noen behandlingsforløp består også av både medisinske og kirurgiske opphold. Vi klassifiserer behandlingsforløp som kirurgisk om minst ett opphold i forløpet er kirurgisk. Siden ventetider bare er aktuelt for elektive opphold, utelukker vi alle øyeblikkelig hjelp opphold i disse analysene. I mange tilfeller består et behandlingsforløp utelukkende av polikliniske konsultasjoner. Siden alle polikliniske opphold er medisinske, har vi ingen kontrollgruppe for disse behandlingsforløpene og de er derfor utelatt fra ventetids-analysene³.

Tabell 3.4. Utvikling i ventetider for medisinske og kirurgiske behandlinger.

	2010	2011	2012	2013
Behandlingsforløp omfattet av KMF	91,65	88,45	88,25	83,20
Behandlingsforløp ikke omfattet av KMF	68,84	65,70	64,39	62,73

En sammenligning av nivået i årene 2013 og 2010 viser at ventetidene har gått ned med like mye (omtrent 9 %) for behandlingsforløp med og uten KMF, noe som dermed indikerer at kommunal medfinansiering ikke har ført til reduserte ventetider for medisinske behandlingsforløp.

Om vi skal oppsummere funnene fra den deskriptive statistikken, er det ingen tendens til at kommunal medfinansiering har påvirket forbruket av spesialisthelsetjenester. Her tar vi imidlertid ikke hensyn til at etterspørselen kan ha endret seg (som følge av endringer i befolkningen). I regresjonsanalysene som presenteres i kapittel 5 vil vi, i noen grad, ta hensyn til slike forhold, og nedenfor gir vi en oversikt over forklaringsvariablene som benyttes i disse analysene.

3.3.2 Forklaringsvariabler

For å kontrollere for behov for helsetjenester i analysene inkluderer vi ulike forklaringsvariabler på individnivå (alder, kjønn, landbakgrunn og antall bidiagnoser). I tillegg til de individuelle forklaringsvariablene inkluderer vi en variabel som måler gjennomsnittlige liggetider på kommunenivå der vi skiller om oppholdet er medisinsk eller ikke. Formålet er å kontrollere for at betalingsordningen for utskrivningsklare pasienter kan ha påvirket kapasiteten i spesialisthelsetjenesten (via reduserte liggetider). Vi har også forsøkt å inkludere variabler for kommunenes ressursbruk innenfor pleie- og omsorgstjenester, men disse hadde (i all hovedsak) ingen signifikant effekt og ble derfor ikke inkludert i de

³ Et alternativ kunne være å bruke konsultasjoner hos private avtalespesialister som kontrollgruppe. Det har imidlertid ikke vært mulig siden data fra KUHR ikke inneholder ventetider. Også NPR har informasjon om private avtalespesialister, men på grunn av utilstrekkelig kvalitet har vi bare fått disse utlevert fra og med 2011.

endelige analysene⁴. Hovedårsaken til den manglende effekten av variabler på kommune nivå er trolig at vi kontrollerer for kommunefaste effekter (forhold ved den enkelte kommune som er konstante over tid, som for eksempel avstand til sykehus eller kommunestørrelse).

Det er kjent at sosioøkonomisk status er korrelert med forbruket av helsetjenester og vi har gjort analyser der vi kontrollerer for variasjon i utdanning, inntekt, uførepensjon, sosial hjelp og sykefravær. I tillegg hadde vi med variabler for å kontrollere for familietype. Disse analysene ble gjort for to ulike utvalg, personer mellom 24 og 67 år og personer 67 år og eldre, og variablene var stort sett statistisk signifikante. Selv om forbruket av spesialisthelsetjenester synes å variere med sosioøkonomisk status og familietype, var det ingen forskjeller i den estimerte effekten av KMF avhengig av om vi kontrollerer for disse variablene eller ikke. Årsaken er trolig at det er disse forholdene er relativt konstante over en så kort periode, og vi har derfor ikke valgt å inkludere variablene i analysene.

Bruk av fastlege og fysioterapeut kan potensielt være et substitutt for spesialisthelsetjenester. Om bruken av fastleger og fysioterapeuter endres over tid, vil det kunne påvirke de estimerte effektene av reformen om dette ikke kontrolleres for. På den annen side kan tilgjengelighet av leger og fysioterapeuter påvirkes av reformen, og ved å inkludere disse vil vi da kunne fange opp effekter av KMF. Vi har gjort analyser der vi inkluderer variabler som kontrollerer for antall konsultasjoner per år hos fastlege og fysioterapeut (på individnivå), men dette påvirket ikke den estimerte effekten av reformen.

I tabell 3.4 presenterer vi deskriptiv statistikk for kjønn, alder og landbakgrunn. Tallene er beregnet med utgangspunkt i alle individ i utvalget (19 808 930 observasjoner) og vi ser at det er relativt små endringer over tid. Vi ser at imidlertid at andelen personer med norsk bakgrunn reduseres noe, mens andelen med annen europeisk eller asiatiske bakgrunn øker tilsvarende. Som forventet er det også en svak økning i gjennomsnittlig alder.

⁴ Mange av variablene kan også fange opp kommunenes tilpasning som følge av reformen, og i så tilfelle vil vi kunne underestimere effektene om de inkluderes.

Tabell 3.4. Deskriptiv statistikk, forklaringsvariabler

	2010	2011	2012	2013
Mann	0,50	0,50	0,50	0,50
Alder	39,58 (23,11)	39,65 (23,11)	39,73 (23,10)	39,81 (23,08)
Norge	0,80	0,79	0,78	0,77
Europa	0,11	0,12	0,12	0,13
Amerika	0,02	0,02	0,02	0,02
Afrika	0,02	0,02	0,02	0,02
Asia	0,05	0,05	0,06	0,06
<i>Antall bidiagnoser:</i>				
Innleggelser	1,85	1,81	1,77	1,76
Dagbehandlinger	0,28	0,27	0,26	0,25
Poliklinikk	0,19	0,19	0,20	0,19
<i>Liggetider (gjennomsnitt på kommunenivå):</i>				
Medisin	4,25	4,12	3,88	3,81
Kirurgi	5,56	5,41	5,19	5,06

Når det gjelder antall bidiagnoser er disse beregnet for separat for innleggelser, dagbehandlinger og poliklinikk (og for medisinske og kirurgiske behandlinger). Vi ser at det har vært en nedgang i antall bidiagnoser for innleggelser og dagbehandlinger, mens for polikliniske konsultasjoner er antall bidiagnoser omtrent konstant over perioden.

De gjennomsnittlige liggetidene (på kommunenivå) har blitt betydelig redusert, særlig ser det ut for å ha vært en stor nedgang fra 2011 til 2012. Dette kan ha sammenheng med innføringen av kommunalt betalingsansvar for utskrivningsklare pasienter. Vi ser videre at reduksjonen er omtrent like stor for både medisinske og kirurgiske behandlinger. Sammenligner vi perioden 2010 – 2011 med 2012 – 2013, er nedgangen omtrent 8 prosent for medisinske behandlinger, mens den er omtrent 9 prosent for kirurgiske behandlinger.

4. Metodisk tilnærming

I regresjonsanalysen bruker vi to tilnærminger, som bygger på ulike forutsetninger. Den enkleste er en før-/etter – analyse der vi bare ser på opphold omfattet av KMF. Hensikten er å undersøke om det skjer et markert skift etter reformen sammenlignet med perioden før. Vi kontrollerer samtidig for en rekke forklaringsvariabler, slik at eventuelle endringer i sammensetningen av populasjonen/befolkningen blir tatt hensyn til. En før-/etter - analyse kan uttrykkes slik i en modell:

$$(1) \quad Y_i = \alpha_0 + \text{ÅR}_i' \alpha_1 + \text{DEM}_i' \alpha_2 + \text{KOM}_i' \alpha_3 + \varepsilon_i$$

der utfallet Y_i står for ulike typer spesialisthelsetjenester som individ i mottar. De parameterne vi primært er interessert i, er α_1 , som for hvert av årene 2011-2013 viser endringen i forhold til basisåret 2010 (vektoren ÅR). Vi kontrollerer for faktorer som kan påvirke etterspørselen etter spesialisthelsetjenester; kjønn, alder og landbakgrunn (DEM).⁵ Modellen fanger opp trekk ved kommunene som er konstante over tid gjennom kommunefaste effekter (vektoren KOM), for eksempel avstand til sykehus, og ε_i er et feilledd. For å ta hensyn til at ordningen med kommunalt betalingsansvar for utskrivningsklare pasienter kan ha gitt økt kapasitet i sykehusene, inkluderer vi en variabel som måler gjennomsnittlig liggetid på sykehus for hver kommune per år.

I en slik før-/etter-analyse blir all observert endring over tid - med kontroll for sammensetningseffekter - tilskrevet reformen, og man ser bort fra at det kan være andre faktorer som forklarer endring, for eksempel en underliggende trend. Det sentrale spørsmålet er derfor hva som ville ha vært utviklingen dersom reformen ikke hadde kommet (det kontrafaktiske utfallet), som nevnt i kapittel 1. En mer sofistikert tilnærming er derfor differanse-i-differanse analyser. Denne metoden bygger på at det etableres en kontrollgruppe som ikke er påvirket av reformen, og at utviklingen for denne kontrollgruppen representerer den kontrafaktiske utviklingen i behandlingsgruppen (opphold omfattet av KMF). Vi forutsetter med andre ord at trenden ville ha vært den samme i de to gruppene, dersom KMF ikke hadde blitt innført.

Dersom en reform blir innført til ulike tidspunkt i ulike geografiske områder, kan observasjoner fra områder som ikke er berørt av reformen tjene som kontrollgruppe, under gitte forutsetninger (et eksempel er Nav-reformen (Alm

⁵ Som nevnt over har vi også forsøkt å kontrollere for en rekke sosioøkonomiske forhold og familietype, men dette hadde ingen innvirkning på effekten av KMF.

Andreassen og Aars, 2015)). I og med at KMF ble innført samtidig i alle landets kommuner, er dette ikke en mulighet. Den mest nærliggende tilnærmingen i denne analysen synes da å være å utnytte at kirurgiske behandlinger ikke er omfattet av KMF, mens medisinske behandlinger er det.

I denne analysen er det naturlig å definere en kontrollgruppe for hver type opphold. Dermed tar vi hensyn til at innleggelser, dagbehandling og poliklinikk kan ha ulik utvikling over tid uavhengig av reformen, f.eks. influert av teknologisk utvikling. Innenfor hver type opphold ønsker vi altså å sammenligne utviklingen i opphold omfattet av KMF med utviklingen i opphold som ikke er omfattet. For innleggelser og dagopphold finnes begge tilfeller. Innenfor polikliniske opphold finnes bare medisinske (som er omfattet av reformen). Medisinske konsultasjoner hos private spesialister er ikke omfattet av KMF direkte, men kan være indirekte påvirket dersom KMF fører til en vridning fra poliklinisk behandling på sykehus til bruk av private avtalespesialister. De framstår dermed ikke som en egnet kontrollgruppe. For polikliniske opphold er det derfor bare mulig å utføre en før/-etter-analyse. I en slik analyse, uten sammenligningsgruppe, vil den målte effekten måtte tilskrives samhandlingsreformen som helhet. Det vil ikke være mulig å skille ut effekten av de ulike elementene i reformen (særlig KMF, betaling for utskrivningsklare pasienter, etablering av kommunalt ØH-tilbud). Derimot vil resultater fra en differanse-i-differanse analyse der vi sammenligner utviklingen i opphold med og uten KMF, med større sikkerhet kunne henføres til KMF.

For innleggelse og dagopphold estimerer vi denne differanse - i-differanse modellen (for enkelhets skyld er fotskrift *i* utelatt i notasjonen):

$$(2) Y = \beta_0 + \beta_1 KMF + \beta_2 POST + \beta_3 KMF * POST + DEM' \beta_4 + KOM' \beta_5 + \xi$$

Der KMF og POST er to dummy-variabler for henholdsvis om oppholdet er av en type som er omfattet av kommunal medfinansiering og om behandlingen skjer før eller etter innføringen av KMF. Vi er primært interessert i parameteren β_3 , som viser effekten av KMF, målt som endring i Y for opphold omfattet av KMF relativt til endring for opphold som ikke er omfattet av KMF etter at reformen er innført.

Modellen tar høyde for at det i utgangspunktet er forskjeller i Y mellom opphold med KMF og opphold uten KMF, f.eks. i sannsynligheten for en innleggelse. Dette fanges opp i parameteren β_1 . Videre kontrollerer modellen for en (forutsatt felles) utvikling i Y over tid, se parameteren β_2 . Som i ligning (1) kontrollerer vi også for faktorer som kan forklare bruken av spesialisthelsetjenester, både på etterspørsels- og tilbudssiden. Modellene (1) og (2) estimeres med robuste standardavvik på

kommunenivå, dvs. tar høyde for at feilledet kan være korrelert mellom innbyggerne i en kommune.

I estimeringene bruker vi lineære modeller både når vi estimerer sannsynligheten for behandling og antall behandlinger. Datasettet omfatter hele befolkningen og minste kvadraters metode kan forsvares som en god approksimasjon også når den avhengige variabelen er ikke-lineær (Angrist og Pischke, 2009).

Når en skal vurdere om forutsetningene for differanse-i-differanse-modellen er oppfylt i denne sammenhengen, kan det reises flere innvendinger. Som nevnt i kapittel 2 kan samhandlingsreformen ha påvirket hyppigheten av både kirurgiske og medisinske opphold gjennom økt vekt på forebygging i kommunene, noe som innebærer at også kontrollgruppen kan være påvirket av reformen. Forutsetningen om samme trend for medisinske og kirurgiske behandlinger kan også være problematisk. Dette er først og fremst et empirisk spørsmål (som kan undersøkes ved å se på om trenden er den samme før reformen er innført) og den deskriptive statistikken i kapittel 3 underbygger ikke en slik antagelse for alle utfallsvariabler.

Slik samhandlingsreformen er implementert, er det vanskelig å imøtegå disse innvendingene fullt ut i analysen. Et problem er at KMF var ett av flere tiltak som ble innført samtidig. Ordningen med kommunalt betalingsansvar for utskrivningsklare pasienter kan ha redusert liggetidene og dermed frigjort kapasitet, noe som kan ha ført til at flere mottar behandling etter reformen. Dette trenger imidlertid ikke være et problem om den frigjorte kapasiteten påvirker medisinske og kirurgiske behandlinger like mye (at liggetidene reduseres relativt like mye for medisinske og kirurgiske pasienter). I analysene der vi estimerer effekten av antall innleggelser kontrollerer vi dessuten for liggetid og burde på denne måten ta hensyn til ordningen med kommunalt betalingsansvar for utskrivningsklare pasienter.

Samhandlingsreformen pålegger også kommunene å etablere døgntilbud for øyeblikkelig hjelp. Om pasientene som mottar dette tilbudet ellers ville blitt behandlet på sykehus, vil forbruket av spesialisthelsetjenester påvirkes. Vi har konstruert en variabel som, for hvert år, registrerer om kommunen har etablert denne type tilbud per 1. juli. Siden den estimerte effekten av KMF ikke ble påvirket av om variabelen var inkludert i regresjonene eller ikke, har vi valg å ekskludere den fra analysene. Det er også tenkelig at KMF kan påvirke tidspunktet for når kommuner velger å etablere døgntilbud for øyeblikkelig hjelp. I så tilfelle kan det å kontrollere for kommunalt øyeblikkelig hjelp døgntilbud føre til at effekten av KMF underestimeres.

Vi har i tillegg, slik det er vanlig i økonometriske studier, søkt å underbygge resultatene ved hjelp av sensitivitetsanalyse. En typisk fremgangsmåte er å

begrunne at noen grupper kan ha større/mindre effekt av reformen enn andre, og undersøke det i datamaterialet. Om estimeringer viser forventet effekt, vil det styrke resultatene som er funnet for hovedutvalget. Dersom estimatene for hovedutvalget ikke påviser noen statistisk signifikant effekt, kan det likevel tenkes at KMF har en effekt for underutvalg, noe som er interessant i seg selv.

Når det gjelder polikliniske opphold på sykehus, vil vi undersøke om det er indikasjoner på en vridningseffekt i retning bruk av private avtalespesialister på to måter: *i*) ved å sammenligne omfanget av polikliniske konsultasjoner (som alle er medisinske) med medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister, *ii*) ved å sammenligne medisinske og kirurgiske opphold hos private spesialister. Dersom en slik vridningseffekt finnes, er det rimelig å anta at KMF fører til en relativ nedgang i polikliniske konsultasjoner på sykehus og at medisinske behandlinger hos privat avtalespesialist øker relativt til kirurgiske.

5. Resultat fra regresjonsanalysene

Som beskrevet i forrige kapittel bruker vi to ulike typer regresjonsanalyse for å estimere effekten av KMF; en enkel før/etter analyse der vi bare inkluderer opphold som er omfattet av KMF og differanse-i-differanse analyser der vi sammenligner utviklingen i forbruket av medisinske opphold med utviklingen i kirurgiske opphold. Om reformen har hatt en effekt vil vi forvente å se en større reduksjon (eller svakere vekst) i sannsynligheten for medisinske behandlinger (eller antall behandlinger) etter reformen sammenlignet med kirurgiske behandlinger. Resultatene fra disse analysene presenterer vi i avsnitt 5.1 og 5.2 nedenfor.

5.1. Utvikling i sannsynligheten for bruk av spesialisthelsetjenester

De tre første kolonnene i tabell 5.1 viser hvordan sannsynligheten for medisinske opphold på somatiske sykehus har endret seg over tid for henholdsvis innleggelser, dagopphold og polikliniske konsultasjoner. De sentrale variablene i disse regresjonsmodellene er års-dummyene. Disse viser hvor mye sannsynligheten for et opphold ender seg sammenlignet med 2010. For eksempel ser vi at sannsynligheten for en innleggelse er 0,0009 prosent lavere i 2013 enn i 2010.

Som i den deskriptive statistikken finner vi at sannsynligheten for innleggelser er omtrent like i 2010, 2011 og 2012, men at det er en reduksjon i 2013 (sammenlignet med 2010). Forskjellene er imidlertid svært små, det er 0,09 promille lavere sannsynlighet for innleggelse i 2013, noe som neppe kan sies å være økonomisk signifikant.

For polikliniske konsultasjoner øker sannsynligheten for opphold relativt mye fra 2010 til 2011 (0,0035 %), mens sannsynligheten for opphold er omtrent den samme i 2012 sammenlignet med 2011. Dette kunne indikere at KMF hadde en effekt på polikliniske konsultasjoner (ved at veksten stagnerer), men i 2013 stiger imidlertid sannsynligheten en god del (den er 0,0055 prosent høyere i 2013 enn i 2010), og det er derfor vanskelig å konkludere med at KMF har noen effekt.

For dagbehandlinger er det ingen tendens til at KMF har hatt noen effekt. Sannsynligheten reduseres fra 2010 til 2011, for så å øke (relativt til 2011) de neste to årene.

I differanse-i-differanse analysene (kolonne 4 og 5) sammenligner vi utviklingen i medisinske opphold med utviklingen i kirurgiske opphold for innleggelser og dagbehandlinger. Når det gjelder poliklinikk er alle opphold medisinske og vi kan dermed ikke bruke kirurgiske opphold som sammenligningsgruppe. En mulig

sammenligningsgruppe for polikliniske konsultasjoner er medisinske konsultasjoner hos private spesialister. Disse resultatene kommer vi tilbake til nedenfor.

Tabell 5.1. Sannsynligheten for opphold, fast effekt modeller med robuste standardavvik.

	Før/etter-analyse			Differanse-i-differanse	
	Innleggelse	Dagbehandling	Poliklinikk	Innleggelse	Dagbehandling
Mann	-0.0006 ^{***} (0.0001)	0.0007 ^{***} (0.0000)	-0.0500 ^{***} (0.0002)	-0.0026 ^{***} (0.0001)	-0.0047 ^{***} (0.0000)
Alder	0.0019 ^{***} (0.0000)	0.0001 ^{***} (0.0000)	0.0031 ^{***} (0.0000)	0.0014 ^{***} (0.0000)	0.0003 ^{***} (0.0000)
<i>Landbakgrunn: basiskategori er Norge</i>					
Europa	-0.0076 ^{***} (0.0002)	-0.0012 ^{***} (0.0001)	-0.0287 ^{***} (0.0003)	-0.0057 ^{***} (0.0001)	-0.0025 ^{***} (0.0001)
Amerika	-0.0010 [*] (0.0004)	-0.0005 ^{***} (0.0001)	-0.0025 ^{***} (0.0007)	-0.0008 ^{***} (0.0002)	-0.0006 ^{***} (0.0002)
Afrika	0.0106 ^{***} (0.0004)	-0.0003 [*] (0.0001)	0.0249 ^{***} (0.0007)	0.0056 ^{***} (0.0003)	-0.0022 ^{***} (0.0002)
Asia	0.0029 ^{***} (0.0003)	-0.0001 (0.0001)	-0.0039 ^{***} (0.0005)	0.0004 ^{**} (0.0002)	-0.0022 ^{***} (0.0001)
Liggetid (kom)	-0.0018 ^{***} (0.0003)	-0.0000 (0.0001)	0.0010 (0.0005)	-0.0005 ^{***} (0.0001)	-0.0011 ^{***} (0.0001)
<i>Årsdummyer: basiskategori er 2010</i>					
2011	0.0000 (0.0002)	-0.0009 ^{***} (0.0001)	0.0035 ^{***} (0.0003)		
2012	-0.0001 (0.0002)	-0.0007 ^{***} (0.0001)	0.0036 ^{***} (0.0003)		
2013	-0.0009 ^{***} (0.0002)	-0.0005 ^{***} (0.0001)	0.0055 ^{***} (0.0003)		
KMF	-	-	-	0.0315 ^{***} (0.0001)	-0.0299 ^{***} (0.0001)
KMF x Post	-	-	-	0.0004 ^{**} (0.0001)	0.0004 ^{***} (0.0001)
Post	-	-	-	-0.0004 [*] (0.0001)	-0.0009 ^{***} (0.0001)
Konstantledd	0.0037 ^{***} (0.0012)	0.0027 ^{***} (0.0001)	0.2007 ^{***} (0.0023)	-0.0154 ^{***} (0.0005)	0.0326 ^{***} (0.0003)
<i>Kommunefast effekt</i>	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
<i>Observasjoner</i>	19 808 930	19 808 930	19 808 930	39 617 860	39 617 860

Standard feil i parentes, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Den sentrale variabelen i analysen er «KMF x Post» siden effekten viser om medisinske opphold har utviklet seg forskjellig fra kirurgiske etter reformen (se

kapittel 4). Resultatene fra analysene gir ingen indikasjoner på at KMF har hatt noen effekt, vi ser tvert imot at interaksjonsvariablene har motsatt fortegn av hva vi ville forventet om reformen hadde ført til en redusert sannsynlighet for behandling. Effektene er riktignok svært små, for både innleggelser og dagbehandlinger øker sannsynligheten for medisinske opphold med 0,04 promille mer en sannsynlighet for kirurgiske opphold. Selv om disse resultatene er statistisk signifikante (noe som ikke er overraskende med nesten 40 millioner observasjoner), er de svært små og ikke økonomisk signifikante.

5.2. Utvikling i forbruk av spesialisthelsetjenester

I denne delen av analysene inkluderer vi pasienter som har hatt minst ett opphold på et somatisk sykehus. Vi har sett på to ulike typer utfall; antall innleggelser/konsultasjoner per år og gjennomsnittlig antall DRG poeng per år for henholdsvis innleggelser, dagbehandlinger og polikliniske konsultasjoner. Siden resultatene er kvalitativt like for antall opphold og antall DRG poeng, velger vi bare å presentere resultater for antall opphold.

I disse regresjonsanalysene bruker vi to nye variabler sammenlignet med analysene vi presenterte i tabell 5.1. Vi inkluderer antall bidiagnoser for henholdsvis innleggelser, dagbehandlinger og polikliniske konsultasjoner for å kontrollere for eventuelle endringer i sykkelighet. Vi kontrollerer også for andelen av oppholdene som er planlagte (for henholdsvis innleggelser, dagbehandlinger og polikliniske konsultasjoner). Begge variablene måler separate verdier for medisinske og kirurgiske behandlinger.

Resultatene fra analysene er gjengitt i tabell 5.2. I de tre første kolonnene ser vi kun på medisinske opphold og hvordan antallet utvikler seg over tid. Års-dummyene viser endringer sammenlignet med 2010, for eksempel ser vi at det har vært en reduksjon i antall innleggelser fra 2010 til 2011 på 0,0076 (kontrollert for kjønn, alder, etc.). Om vi sammenligner disse resultatene med den deskriptive statistikken i kapittel 3, ser vi at hovedbildet er det samme, men at endringene mellom årene er noe større når vi kontrollerer for andre forhold.

Ut fra resultatene i tabell 5.2, kan det se ut for at reformen har hatt en viss effekt på antall dagopphold (siden det synes å være en redusert vekst). Når det gjelder antall innleggelser og polikliniske konsultasjoner er det motsatt, her ser det ut for at antall medisinske opphold øker over tid.

Kolonne 4 og 5 viser resultatene fra differanse-i-differanse analyser der vi sammenligner utviklingen i antall medisinske opphold med utviklingen i kirurgiske opphold (for innleggelser og dagbehandlinger). Den sentrale variabelen for å måle

effekten av KMF er «KMF x Post». Vi finner en statistisk signifikant effekt for både antall innleggelser (kolonne 4) og antall dagopphold (kolonne 5), men at effekten er positiv. Størrelsen på den estimerte effekten er relativt liten når det gjelder innleggelser (og bare svakt signifikant), men for dagopphold er derimot effekten større.

Det er ingen grunn til å tro at reformen skulle føre til en økning i antall medisinske opphold, og dette resultatet indikerer derfor at det er forhold som påvirker forbruket av spesialisthelsetjenester som vi ikke har kontrollert for i analysene. Om vi ser tilbake til den deskriptive statistikken i kapittel 3, viser denne at antall dagbehandlinger økte særlig mye fra 2010 til 2011. I 2012 var antallet dagopphold omtrent som i 2011, mens det i 2013 var en nedgang sammenlignet med 2011. Dette illustrerer at resultatene kan være følsomme for hvilke data som brukes i analysene. For å kontrollere bedre for tilfeldige endringer fra ett år til et annet, ville det vært ønskelig med betydelig lengre tidsserier. Det ville også gjort det lettere å fange opp langsiktige tidstrender.

Tabell 5.2. Antall opphold, fast effekt modell med robuste standardavvik.

	Før/etter-analyse			Differanse-i-differanse	
	Innleggelser	Dagbehandling	Poliklinikk	Innleggelser	Dagbehandling
Mann	0.0396 ^{***} (0.0022)	2.2089 ^{***} (0.1241)	-0.0483 ^{***} (0.0039)	0.0437 ^{***} (0.0015)	0.4402 ^{***} (0.0206)
Alder	0.0005 ^{***} (0.0000)	0.1538 ^{***} (0.0027)	0.0296 ^{***} (0.0005)	0.0006 ^{***} (0.0000)	0.0296 ^{***} (0.0005)
Bidiagnoser	0.2078 ^{***} (0.0006)	-0.9050 ^{***} (0.0609)	1.5591 ^{***} (0.0044)	0.1424 ^{***} (0.0004)	-0.2389 ^{***} (0.0171)
Liggetid (kom.)	-0.0137 [*] (0.0056)	0.5243 (0.3302)	0.0159 (0.0098)	-0.0143 ^{***} (0.0019)	0.0107 (0.0229)
Andel elektiv	0.0018 ^{***} (0.0000)	0.3110 ^{***} (0.0375)	-0.0014 ^{***} (0.0001)	0.0017 ^{***} (0.0000)	0.6385 ^{***} (0.0616)
<i>Landbakgrunn: basiskategori er Norge</i>					
Europa	-0.0352 ^{***} (0.0043)	0.2781 (0.2243)	-0.1212 ^{***} (0.0068)	-0.0287 ^{***} (0.0029)	0.0347 (0.0366)
Amerika	-0.0285 ^{***} (0.0088)	0.0445 (0.4576)	-0.0835 ^{***} (0.0139)	-0.0227 ^{***} (0.0060)	-0.0073 (0.0748)
Afrika	-0.0467 ^{***} (0.0095)	9.5370 ^{***} (0.5104)	-0.1269 ^{***} (0.0148)	-0.0555 ^{***} (0.0067)	1.7349 ^{***} (0.0912)
Asia	-0.0525 ^{***} (0.0061)	3.6735 ^{***} (0.3023)	-0.1500 ^{***} (0.0095)	-0.0534 ^{***} (0.0042)	0.6188 ^{***} (0.0540)
<i>Årsdummyer: basiskategori er 2010</i>					
2011	-0.0076 ^{***} (0.0033)	0.6848 ^{***} (0.1808)	0.0207 ^{***} (0.0057)	-	-
2012	0.0084 [*] (0.0038)	0.7366 ^{***} (0.2149)	0.0668 ^{***} (0.0066)	-	-
2013	0.0124 ^{**} (0.0040)	0.3582 (0.2277)	0.0897 ^{***} (0.0070)	-	-
KMF	-	-	-	0.4744 ^{***} (0.0034)	5.3661 ^{***} (0.0498)
KMF x Post	-	-	-	0.0078 [*] (0.0032)	0.1674 ^{**} (0.0553)
Post	-	-	-	0.0001 (0.0027)	-0.0127 (0.0237)
Konstantledd	1.2220 ^{***} (0.0241)	-7.5035 ^{***} (1.4552)	2.0976 ^{***} (0.0424)	0.8138 ^{***} (0.0108)	-1.1473 ^{***} (0.1413)
<i>Kommunefast effekt</i>	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
<i>Observasjoner</i>	1368194	134038	6034453	2095074	828548

Standard feil i parentes, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

5.3. KMF og private avtalespesialister

Om pasienter mottar behandling hos private avtalespesialister, utløser ikke dette betaling for bostedskommunen og private avtalespesialister er således ikke omfattet av reformen. En mulig effekt av KMF kunne derfor være at antall medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister øker relativt til medisinske konsultasjoner på poliklinikk og til kirurgiske konsultasjoner hos private avtalespesialister. For å undersøke dette ser vi, på samme måte som ovenfor, på sannsynligheten for opphold og antall opphold. Siden dataene fra KUHR registeret ikke har opplysninger om antall bidiagnoser, har vi ikke kunnet korrigere for dette forholdet i disse analysene.

I tabell 5.3 ser vi på utviklingen i sannsynligheten for medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister (kolonne 1), sammenligner utviklingen i sannsynligheten for medisinske og kirurgiske konsultasjoner hos private avtalespesialister (kolonne 2) og sammenligner også sannsynligheten for medisinske konsultasjoner på poliklinikk (sykehus) med sannsynligheten for medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister (kolonne 3).

Vi ser at sannsynligheten for medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister er høyere i 2011 og 2012 enn i 2010. I 2013 reduseres imidlertid sannsynligheten for konsultasjon (sammenlignet med 2010) signifikant. I tabell 5.1 ovenfor så vi også at sannsynligheten for polikliniske konsultasjoner på sykehus økte relativt mye i 2013. Dette er det motsatte av hva vi ville forventet om kommunal medfinansiering har en effekt på omfanget av spesialisthelsetjenester.

Resultatene fra «differanse-i-differanse»- analysene synes å bekrefte dette inntrykket. Om vi sammenligner kirurgiske og medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister, finner vi en statistisk signifikant lavere sannsynlighet for medisinske konsultasjoner etter reformen (KMF x Post er -0,0033). Sammenligner vi sannsynligheten for medisinske polikliniske konsultasjoner på sykehus og privat avtalespesialist, finner vi at økning har vært signifikant høyere på sykehus. Begge disse resultatene er det motsatte av hva vi ville forvente om kommunal medfinansiering hadde en effekt.

Vi har også gjort tilsvarende analyser som vist i tabell 5.3 der vi ser på antall polikliniske konsultasjoner (betinget på at man har minst en det gjeldende året). Resultatene er vist i tabell 5.4 nedenfor.

Tabell 5.3. Sannsynligheten for polikliniske konsultasjoner, fast effekt modeller med robuste standardavvik.

	Før/etter-analyse	Differanse-i-differanse	
	Medisinske konsultasjoner, avtalespesialist	Medisinske vs. kirurgiske, avtalespesialist	Poliklinikk vs. avtalespesialist
Mann	-0.0738*** (0.0002)	-0.0366*** (0.0001)	-0.0619*** (0.0001)
Alder	0.0035*** (0.0000)	0.0021*** (0.0000)	0.0033*** (0.0000)
<i>Landbakgrunn: basiskategori er Norge</i>			
Europa	-0.0292*** (0.0003)	-0.0167*** (0.0001)	-0.0289*** (0.0002)
Amerika	-0.0080*** (0.0006)	-0.0050*** (0.0003)	-0.0053*** (0.0004)
Afrika	-0.0236*** (0.0006)	-0.0147*** (0.0003)	0.0007 (0.0005)
Asia	-0.0173*** (0.0004)	-0.0110*** (0.0002)	-0.0106*** (0.0003)
<i>Årsdummyer: basiskategori er 2010</i>			
2011	0.0031*** (0.0002)	-	-
2012	0.0028*** (0.0002)	-	-
2013	-0.0041*** (0.0003)	-	-
KMF	-	0.1681*** (0.0001)	-
KMF x Post	-	-0.0033*** (0.0002)	-
Poliklinikk	-	-	0.1141*** (0.0002)
Poliklinikk x Post	-	-	0.0042*** (0.0003)
Post	-	0.0019*** (0.0001)	-0.0021*** (0.0002)
Konstantledd	0.0930*** (0.0003)	-0.0392*** (0.0001)	0.0941*** (0.0002)
<i>Kommunefast effekt</i>	Ja	Ja	Ja
<i>Observasjoner</i>	19 808 930	39 617 860	39 617 860

Resultatene for utviklingen i antall polikliniske konsultasjoner er relativt like de vi får når vi ser på sannsynligheten for opphold, det vil si at resultatene er motsatt av

hva vi ville forvente om kommunal medfinansiering påvirker omfanget av polikliniske konsultasjoner. Vi ser at antall medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister reduseres i forhold til 2011, og mest i 2013. Det samme gjelder om vi sammenligner kirurgiske og medisinske konsultasjoner hos private avtalespesialister (KMP x Post er negativ og statistisk signifikant). Mens vi ville forventet en økning i medisinske konsultasjoner på sykehus sammenlignet med private avtalespesialister, viser resultatene at det motsatte har skjedd (Poliklinikk x Post er positiv og statistisk signifikant).

Tabell 5.4. Antall polikliniske konsultasjoner, fast effekt modeller med robuste standardavvik.

	Før/etter-analyse	Differanse-i-differanse	
	Medisinske konsultasjoner, avtalespesialist	Medisinske vs. kirurgiske, avtalespesialist	Poliklinikk vs. avtalespesialist
Mann	0.1424 ^{***} (0.0037)	0.1520 ^{**} (0.0033)	0.0325 ^{***} (0.0028)
Alder	0.0066 ^{***} (0.0001)	0.0066 ^{***} (0.0001)	0.0147 ^{***} (0.0001)
<i>Landbakgrunn: basiskategori er Norge</i>			
Europa	-0.0611 ^{***} (0.0065)	-0.0556 ^{***} (0.0059)	-0.1044 ^{***} (0.0049)
Amerika	-0.0635 ^{***} (0.0129)	-0.0578 ^{***} (0.0117)	-0.0766 ^{***} (0.0100)
Afrika	-0.3173 ^{***} (0.0155)	-0.2907 ^{***} (0.0142)	0.2064 ^{***} (0.0111)
Asia	-0.1570 ^{***} (0.0090)	-0.1433 ^{***} (0.0082)	-0.1534 ^{***} (0.0069)
<i>Årsdummyer: basiskategori er 2010</i>			
2011	-0.0130 ^{***} (0.0051)	-	-
2012	-0.0099 ^{***} (0.0051)	-	-
2013	-0.1478 ^{***} (0.0051)	-	-
KMF	-	0.9675 ^{***} (0.0077)	-
KMF x Post	-	-0.0743 ^{***} (0.0106)	-
Poliklinikk	-	-	0.8993 ^{***} (0.0041)
Poliklinikk x Post	-	-	0.1501 ^{***} (0.0057)
Post	-	0.0030 (0.0100)	-0.0775 ^{***} (0.0045)
Konstantledd	2.0172 ^{***} (0.0057)	1.0437 ^{***} (0.0086)	1.6320 ^{***} (0.0047)
<i>Kommunefast effekt</i>	Ja	Ja	Ja
<i>Observasjoner</i>	3 732 398	4 168 910	9 766 851

5.5. Utvikling i ventetider for spesialisthelsetjenester

Om kommunal medfinansiering har ført til en reduksjon i etterspørselen etter medisinske spesialisthelsetjenester, vil dette kunne føre til en nedgang i ventetidene på medisinske behandlinger i forhold til kirurgiske behandlinger. For å analysere dette spørsmålet bruker vi en differanse-i-differanse tilnærming, og resultatene fra disse analysene er presentert i tabell 5.5 nedenfor.

Tabell 5.5. Ventetid, differanse-i-differanse modell med robuste standardavvik.

	Ventetid
KMF	-20.6181 ^{***} (0.7582)
KMF x Post	0.8358 (1.0985)
Post	-4.2861 ^{***} (0.4740)
Mann	-1.3802 ^{**} (0.4306)
Alder	0.0126 (0.0102)
Fastlege kons.	-1.0629 ^{***} (0.0389)
<i>Landbakgrunn: basiskategori er Norge</i>	
Europa	-1.3651 (0.7975)
Amerika	4.2248 ^{**} (1.6261)
Afrika	-4.2225 [*] (1.9983)
Asia	1.6322 (1.1953)
Konstantledd	95.7786 ^{***} (0.6661)
<i>N</i>	1 174 737
<i>R²</i>	0.002

Standard feil i parentes, ^{*} $p < 0.05$, ^{**} $p < 0.01$, ^{***} $p < 0.001$

Vi ser at medisinske behandlingsforløp (KMF) i gjennomsnitt har 20,6 dager kortere ventetid enn kirurgiske og at ventetidene (for alle typer behandlingsforløp) er 4,3

dager kortere etter reformen (i gjennomsnitt) enn før. Noe av denne nedgangen kan kanskje skyldes økt kapasitet som følge av ordningen med betaling for utskrivningsklare pasienter.

Det er imidlertid ingen tendens til at ventetiden på medisinske behandlingsforløp har blitt redusert mer enn ventetiden for kirurgiske behandlingsforløp etter reformen (siden variabelen «KMF x Post» ikke er statistisk signifikant forskjellig fra null). Disse resultatene gir dermed ingen indikasjon på at kommunal medfinansiering har ført til redusert bruk av medisinske opphold i spesialisthelsetjenesten.

5.5 KMF og eldre pasienter

Det er i hovedsak fastlegene som henviser pasienter til spesialisthelsetjenesten. Det er få, om noen, mekanismer i samhandlingsreformen som er rettet inn mot fastlegene og det er derfor liten grunn til å tro at disse har endret henvisningspraksis som følge av reformen. For eldre pasienter som bor på institusjon eller som mottar hjemmesykepleie har kommunene trolig større innvirkning på forbruket av spesialisthelsetjenester. En rimelig hypotese vil dermed være at reformen, om den har noen effekt, vil ha større effekt (i gjennomsnitt) for eldre enn for yngre personer.

For å undersøke dette spørsmålet har vi estimert samme modeller som presentert i 5.1 og 5.2, men bare for personer som er 80 år og eldre. Resultatene fra disse analysene er vist i tabell A2.1 og A2.2 i appendiks A2. Det er ingenting i disse resultatene som tyder på en større effekt for eldre personer. Både når det gjelder sannsynligheten for opphold (tabell A2.1) og antall opphold (tabell A2.2) synes det heller som om det motsatte er tilfellet.

5.6. KMF og kommunal forebygging

En mulig effekt av kommunal medfinansiering er at kommunene øker innsatsen i forhold til forebygging av sykdom og skader. Vi er ikke kjent med at det eksisterer detaljert informasjon som beskriver kommunal forebygging, men har hentet data fra KOSTRA om netto driftsutgifter til forebyggende arbeid per innbygger, helse (i 1000 kroner). I tabellen nedenfor viser vi hvordan disse utgiftene utvikler seg over tid i perioden 2010-2013:

Tabell 5.8. Netto driftsutgifter til forebyggende arbeid per innbygger over tid

	2010	2011	2012	2013
Forebyggende arbeid per innbygger (i 1000 kroner)	0,1362	0,1522	0,1818	0,1919

Selv om det er en økning fra 2010 til 2011, kan det likevel se ut for at innsatsen til forebygging har økt etter at samhandlingsreformen ble innført (om dette skyldes reformen eller andre ting er imidlertid usikkert). Det er imidlertid rimelig å anta at om KMF har hatt en effekt, så ville denne effekten være størst i de kommunene som har hatt den største veksten i forebygging.

For å undersøke dette deler vi kommunene i to grupper etter om veksten i forebygging er større eller mindre enn gjennomsnittsveksten fra 2010/2011 til 2012/2013. Vi estimerer de samme differanse-i-differanse sannsynlighetsmodellene som i analysene presentert i avsnitt 5.1, men separat for utvalgene med ulik vekst i forebygging (tabell 5.9).

Tabell 5.9. Sannsynligheten for opphold, differanse-i-differanse modell med robuste standardavvik.

	Lav vekst i forebygging		Høy vekst i forebygging	
	Innleggelse	Dagbehandling	Innleggelse	Dagbehandling
KMF	0.0321 ^{***} (0.0001)	-0.0274 ^{***} (0.0001)	0.0324 ^{***} (0.0001)	-0.0301 ^{***} (0.0001)
KMF x Post	0.0004 ^{**} (0.0002)	0.0003 ^{***} (0.0001)	0.0004 (0.0002)	0.0004 ^{***} (0.0001)
Kommune fast effekt	Ja	Ja	Ja	Ja
N	24 459 159	24 459 159	15 015 266	15 015 266
R ²	0.067	0.017	0.070	0.019

Standard feil i parentes, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Vi benytter de samme forklaringsvariablene som tidligere, men har valgt ikke å inkludere disse i tabell 5.9 siden resultatene ikke skiller seg fra resultat presentert tidligere. Fra tabellen ser vi at effekten av reformen ikke synes å avhenge av om kommunene har hatt en stor økning i innsatsen til forebygging eller ikke. Dette indikerer at KMF ikke har hatt noen effekt på forbruket av spesialisthelsetjenester som følge av økt forebygging.

6. Oppsummering

Kommunal medfinansiering av spesialisthelsetjenester (KMF) ble implementert 1.1.2012 og formålet med ordningen var å redusere bruken av spesialisthelsetjenester ved å gi kommunene insentiv til å utvikle alternative tilbud. I denne rapporten dokumenterer vi resultatene fra en evaluering der vi analyserer om tiltaket har hatt den ønskede effekten.

Datagrunnlaget omfatter individuell informasjon om hele befolkningen i Norge i perioden 2010–2013 (19 808 930 observasjoner). I tillegg til forbruk av somatiske spesialisthelsetjenester, har vi innhentet data om konsultasjoner hos private avtalespesialister, fastleger og fysioterapeuter, samt informasjon om en rekke individuelle kjennetegn fra ulike registre i SSB.

Vi gjennomfører to typer hovedanalyser i evalueringen. Vi ser først på om sannsynligheten for opphold i somatiske sykehus (innleggelses, dagopphold og polikliniske konsultasjoner) har endret seg som følge av reformen. Dette spørsmålet undersøker vi ved å studere deskriptiv statistikk og ved å gjennomføre regresjonsanalyser der vi ser på hvordan sannsynligheten for medisinske opphold utvikler seg over tid (før/etter analyse) og hvordan sannsynligheten for opphold utvikler seg for medisinske opphold relativt til kirurgiske opphold (differanse-i-differanse analyser).

I den andre typen hovedanalyser ser vi på om antall opphold (for pasienter som har minst ett opphold) på somatiske sykehus har endret seg som følge av reformen. Her bruker vi samme metodiske tilnærming som når vi studerer sannsynligheten for opphold, men kontrollerer også for liggetider for å ta hensyn til at ordningen med kommunalt betalingsansvar for utskrivningsklare pasienter kan ha gitt økt kapasitet i sykehusene.

Hovedanalysene gir ingen indikasjon på at kommunal medfinansiering har redusert forbruket av medisinske spesialisthelsetjenester. Tvert i mot, i noen av analysene finner vi heller indikasjoner på en økning i forbruket etter reformen (i de fleste tilfeller er disse effektene så små at de ikke kan regnes som økonomisk signifikante). Det er imidlertid ingen grunn til at KMF i seg selv skulle føre til en økning, og disse resultatene indikerer på at det er forhold som påvirker bruken av spesialisthelsetjenester som ikke er kontrollert for i analysene.

Det bør nevnes at vi har gjort en rekke analyser der vi har inkludert variabler som ikke er rapportert i resultattabellene. Dette gjelder blant annet omfanget av øyeblikkelig hjelp tilbud i kommunene, kommunenes ressursbruk innenfor pleie- og omsorg og individenes sosioøkonomiske status og årlige forbruk av fastlege- og

fysioterapeuttenester. Disse analysene ga imidlertid samme resultat i forhold til effekten av KMF som analysene som er rapportert i tabell 5.1 og 5.2.

I kapittel 2 argumenterte vi for at kommunal medfinansiering trolig har størst potensiale for å påvirke forbruket av spesialisthelsetjenester for personer som er beboere på kommunal institusjoner. Vi har ikke informasjon om hvem som er institusjonsbeboere, men har gjennomført separate analyser for personer som er 80 år eller eldre. Disse analysene gir ingen holdepunkter for at KMF har hatt større effekt for denne gruppen.

KMF kan potensielt påvirke forbruket av spesialisthelsetjenester gjennom at kommunene øker innsatsen til forebygging. Da ville vi forvente at effekten av KMF var størst i de kommunene som har økt innsatsen mest. Vi har gjort analyser for å undersøke dette, men finner ingen tendens til større effekt av KMF i disse kommunene.

Siden det er ventelister for mange typer behandlinger i spesialisthelsetjenesten, kunne man tenke seg at etterspørselen etter (medisinske) opphold ble redusert, uten at dette førte til en nedgang i antall opphold. For å undersøke dette har vi gjort analyser der vi sammenligner ventetider for medisinske og kirurgiske behandlingsforløp. Vi finner ingen tendens til at ventetidene er kortere for medisinske behandlingsforløp etter reformen.

Private avtalespesialister er ikke omfattet av KMF. Om kommunene kan påvirke henvisninger til spesialist, er en mulig (men uintendert) effekt av reformen at bruken av private avtalespesialister øker relativt til polikliniske behandling. Resultatene viser imidlertid ikke en slik utvikling.

Avslutningsvis vil vi understreke at det kan være metodiske forhold som påvirker resultatene fra evalueringen. Den ideelle situasjonen i en evaluering (når randomiserte kontrollerte forsøk ikke er mulig), er at bare ett virkemiddel innføres, og at dette virkemiddelet innføres i ulike regioner til ulike tid. Siden man i samhandlingsreformen innførte en rekke ulike virkemidler samtidig i alle kommuner er det vanskelig å finne valide kontrollgrupper, noe som gjør det svært utfordrende å separere effektene fra de ulike virkemidlene. I tillegg er det også tenkelig at andre endringer (som påvirker forbruket av spesialisthelsetjenester) kan inntreffe samtidig med reformen.

På tross av disse metodiske begrensningene mener vi at analysene samlet sett, med de mange ulike angrepsvinklene som er brukt, viser at det er svært lite sannsynlig at KMF har hatt noen effekt på forbruket av spesialisthelsetjenester.

Appendiks

A1. Deskriptiv statistikk, sannsynligheten for opphold og antall opphold for ulike aldersgrupper

Tabell A1.1 Andel individ med ett eller flere opphold, personer 80 år og eldre

	2010	2011	2012	2013
<i>Medisinske opphold (omfattet av KMF)</i>				
Innleggelse	25,78	25,51	26,15	26,06
Dagopphold	1,19	0,95	0,90	1,01
Poliklinisk konsultasjon	45,33	46,02	46,52	47,14
Privat spesialist	37,81	38,43	38,80	38,43
<i>Kirurgiske opphold</i>				
Innleggelse	9,41	9,53	9,58	9,52
Dagopphold	5,03	4,62	4,59	4,48
Privat spesialist	5,80	5,92	6,60	6,54
Antall observasjoner	245 694	246 269	246 926	245 191

Tabell A1.2 Antall opphold, medisinske og kirurgiske, personer 80 år og eldre

	2010	2011	2012	2013
Innleggelser, medisin	1,69	1,70	1,69	1,69
Antall observasjoner	63 349	62 821	64 581	63 891
Innleggelser, kirurgi	1,16	1,16	1,16	1,16
Antall observasjoner	23 129	23 458	23 660	23 338
Dagbehandlinger, medisin	13,53	15,01	16,74	15,37
Antall observasjoner	2 914	2 339	2 217	2 470
Dagbehandlinger, kirurgi	1,29	1,29	1,32	1,32
Antall observasjoner	12 364	11 372	11 326	10 978
Polikliniske konsultasjoner	3,27	3,32	3,40	3,44
Antall observasjoner	111 368	113 324	114 868	115 585

Tabell A1.3 Antall konsultasjoner private avtalespesialister, personer 80 år og eldre

	2010	2011	2012	2013
Avtalespesialist, medisin	2,68	2,67	2,69	2,60
Antall observasjoner	92 906	94 637	95 802	94 234
Avtalespesialist, kirurgi	1,58	1,59	1,55	1,51
Antall observasjoner	14 248	14 583	16 307	16 038

A2. Regresjonsresultater, personer 80 år og eldre

Tabell A2.1. Sannsynligheten for opphold, personer 80 år og eldre

	Før/etter-analyse			Differanse-i-differanse	
	Innleggelse	Dagbehandling	Poliklinikk	Innleggelse	Dagbehandling
Mann	0.0479 ^{***} (0.0009)	0.0054 ^{***} (0.0002)	0.0537 ^{***} (0.0010)	0.0306 ^{***} (0.0006)	0.0048 ^{***} (0.0002)
Alder	0.0064 ^{***} (0.0001)	-0.0007 ^{***} (0.0000)	-0.0130 ^{***} (0.0001)	0.0026 ^{***} (0.0001)	-0.0015 ^{***} (0.0000)
<i>Landbakgrunn: basiskategori er Norge</i>					
Europa	-0.0060 [*] (0.0028)	0.0005 (0.0006)	-0.0186 ^{***} (0.0032)	-0.0085 ^{***} (0.0017)	-0.0000 (0.0008)
Amerika	-0.0302 ^{***} (0.0052)	-0.0013 (0.0012)	-0.0113 (0.0059)	-0.0160 ^{***} (0.0032)	-0.0001 (0.0014)
Afrika	-0.0731 ^{***} (0.0151)	-0.0059 (0.0035)	-0.1100 ^{***} (0.0170)	-0.0526 ^{***} (0.0091)	-0.0002 (0.0040)
Asia	-0.0614 ^{***} (0.0072)	-0.0062 ^{***} (0.0017)	-0.1721 ^{***} (0.0081)	-0.0543 ^{***} (0.0044)	-0.0119 ^{***} (0.0019)
Liggetid (kom.)	-0.0019 (0.0021)	0.0014 ^{**} (0.0005)	-0.0051 [*] (0.0024)	-0.0045 ^{***} (0.0006)	-0.0021 ^{***} (0.0003)
<i>Årsdummyer: basiskategori er 2010</i>					
2011	-0.0036 ^{**} (0.0013)	-0.0022 ^{***} (0.0003)	0.0071 ^{***} (0.0014)		
2012	0.0020 (0.0015)	-0.0023 ^{***} (0.0003)	0.0116 ^{***} (0.0016)		
2013	0.0004 (0.0015)	-0.0011 ^{**} (0.0004)	0.0184 ^{***} (0.0017)		
KMF				0.1560 ^{***} (0.0011)	-0.0403 ^{***} (0.0005)
KMF x Post				0.0039 ^{***} (0.0011)	0.0018 ^{***} (0.0005)
Post				-0.0013 (0.0008)	-0.0035 ^{***} (0.0003)
Konstantledd	-0.2968 ^{***} (0.0125)	0.1878 ^{***} (0.0027)	1.5681 ^{***} (0.0140)	-0.1105 ^{***} (0.0061)	0.1868 ^{***} (0.0023)
<i>Kommunefast effekt</i>	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
<i>N</i>	984080	984080	984080	1968160	1968160

Standard feil i parentes, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabell A2.2. Antall opphold, personer 80 år og eldre

	Før/etter-analyse		Differanse-i-differanse		
	Innleggelse	Dagbehandling	Poliklinikk	Innleggelse	Dagbehandling
Mann	0.1125*** (0.0052)	7.5832*** (0.6639)	0.4438*** (0.0130)	0.0881*** (0.0039)	1.8043*** (0.1290)
Alder	-0.0117*** (0.0006)	0.1022 (0.0920)	-0.0847*** (0.0016)	-0.0095*** (0.0004)	-0.0031 (0.0168)
Bidiagnoser	0.1199*** (0.0011)	-1.8924*** (0.2626)	0.6300*** (0.0121)	0.0936*** (0.0008)	-1.9260*** (0.0938)
Liggetid (kom.)	-0.0150 (0.0124)	1.7922 (1.9875)	-0.0393 (0.0309)	-0.0326*** (0.0049)	0.1766 (0.1428)
Andel elektiv	0.0015*** (0.0001)	0.1022*** (0.0225)	-0.0031*** (0.0002)	0.0013*** (0.0001)	0.0171*** (0.0044)
<i>Landbakgrunn: basiskategori er Norge</i>					
Europa	0.0298 (0.0164)	1.3463 (1.8490)	0.1012* (0.0415)	0.0219 (0.0124)	0.2292 (0.4088)
Amerika	-0.0240 (0.0317)	-7.7134* (3.9248)	-0.1149 (0.0751)	-0.0067 (0.0234)	-1.3125 (0.7291)
Afrika	-0.0141 (0.1001)	27.8289* (12.3130)	-0.6092* (0.2417)	-0.0197 (0.0759)	3.8684 (2.1542)
Asia	0.0611 (0.0460)	18.3214** (5.5808)	-0.5156*** (0.1262)	0.0449 (0.0362)	4.9700*** (1.3303)
<i>Årsdummyer: basiskategori er 2010</i>					
2011	0.0081 (0.0073)	0.4193 (0.9423)	0.0482*** (0.0184)		
2012	0.0074 (0.0083)	2.4646* (1.2256)	0.1120*** (0.0211)		
2013	0.0177* (0.0088)	0.1266 (1.2912)	0.1735*** (0.0222)		
KMF				0.5115*** (0.0090)	15.8518*** (0.3048)
KMF x Post				0.0077 (0.0085)	1.3472*** (0.3317)
Post				-0.0094 (0.0075)	0.0271 (0.1485)
Konstantledd	2.3350*** (0.0725)	-13.5021 (11.7958)	10.5811*** (0.1901)	1.8054*** (0.0470)	-1.6909 (1.6896)
<i>Kommunefast effekt</i>	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
<i>N</i>	254642	9940	455145	348227	55980

Standard feil i parentes, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$