



Størrelse betyr noe

En studie av lønnsomhetsvariasjoner, stordriftsfordeler og kvalitetsforskjeller i norske fastlegekontor

Joachim Melby og André Ådnanes Skogland

Veileder: Iver Bragelien

Masteroppgave, Økonomi og administrasjon, Økonomisk styring

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Formålet med denne oppgaven er å belyse forhold som påvirker lønnsomheten og kvaliteten i norske fastlegekontor. Det gjør vi ved å analysere lønnsomhetsnivået, og hvilke variabler som kan bidra til å forklare lønnsomhetsvariasjoner i selvstendig næringsdrivende fastlegekontor. I tillegg studerer vi om det er stordriftsfordeler, og hvordan tjenestekvalitet varierer med legekontorstørrelse. Datagrunnlaget vi benytter er innhentet fra Helsedirektoratet, Proff Forvalt og Statistisk sentralbyrå. Oppgaven baserer seg på 792 observasjoner fordelt på 132 fastlegekontor i tidsperioden 2014 til 2019.

Fastlegekontorenes gjennomsnittlige driftsmargin er 55 prosent i analyseperioden, og reflekterer andelen av inntektene som utgjør legenes lønnsgrunnlag før finansposter og skatt. Vi finner at lønnsomheten er stabil over tid i bransjen, men varierer på tvers av kontorene. Størrelsesmålene antall leger per kontor og kontorenes gjennomsnittlige listelengde per lege kan bidra til å forklare lønnsomhetsforskjeller mellom kontorene. Det indikerer at størrelse har betydning for kontorlønnsomheten. I tillegg finner vi at et gitt fastlegekontor kan oppnå økt lønnsomhet av å øke spesialistandelen på kontoret, når vi studerer hva som kan forklare lønnsomhetsforskjeller innad i kontorene.

Resultatene våre antyder videre at det er stordriftsfordeler i det norske fastlegemarkedet. Stordriftsfordelene forklares av at driftsinntekten per faste kostnadskrone øker med antall leger, antall listeinnbyggere og antall konsultasjoner per kontor. Gjennom optimering finner vi at 4,9 leger per kontor, og 1 645 listeinnbyggere per lege maksimerer inntektene per faste kostnadskrone. Estimaten er basert på hvordan legekontorene i utvalget har prestert i analyseperioden.

Ved å studere fire kvantitative kvalitetsmål finner vi at kvalitetsmålet som legges til grunn er avgjørende for hvordan kvaliteten påvirkes av antall leger per kontor. Det er ikke entydig hvordan kontorstørrelse påvirker samlet kvalitet i fastlegekontorene.

Innholdsfortegnelse

Sammendrag.....	1
Innholdsfortegnelse	2
Figuroversikt	4
Tabelloversikt.....	5
Forord.....	6
1. Innledning.....	7
1.1 Bakgrunn	7
1.2 Forskningsspørsmål	8
1.3 Omfang og avgrensninger	8
1.4 Struktur	9
2. Fastlegeordningen	10
2.1 Det norske helsevesenet.....	10
2.2 Om fastlegeordningen	10
2.3 Finansiering.....	12
2.4 Organisering.....	13
2.5 Oppsummering av fastlegeordningen.....	14
3. Metode	15
3.1 Forskningsdesign	15
3.2 Analyseteknikker	17
3.3 Oppsummering av metoden	24
4. Teorigrunnlag.....	25
4.1 Teori	25
4.2 Tidligere empiri	30
4.3 Oppsummering av teorigrunnlaget	36

5. Datagrunnlag	37
5.1 Introduksjon av datasettet	37
5.2 Datagrunnlagets kvalitet	38
5.3 Datarensing	39
5.4 Problemer med datasettet	39
5.5 Endringer i datasettet	41
5.6 Fjerning av data	42
5.7 Oppsummering av datagrunnlaget	44
6. Analyse	45
6.1 Analyse av forskningsspørsmål 1	45
6.2 Analyse av forskningsspørsmål 2	55
6.3 Analyse av forskningsspørsmål 3	77
6.4 Analyse av forskningsspørsmål 4	92
6.5 Oppsummering av analysen	104
7. Diskusjon.....	105
8. Konklusjon.....	111
8.1 Svar på forskningsspørsmålene	111
8.2 Begrensninger og forslag til videre forskning.....	114
Appendiks	115
Litteraturliste	116

Figuroversikt

Figur 1: Inntektsfordeling – kontorene i utvalget	46
Figur 2: Driftsmargin over tid – alle legekantor i utvalget.....	51
Figur 3: Driftskostnader og driftsinntekter per kontor i utvalget.....	52
Figur 4: Stordrift mot antall leger per kontor	79
Figur 5: Stordrift mot antall listeinnbyggere per kontor.....	80
Figur 6: Stordrift mot antall konsultasjoner per kontor	81
Figur 7: Optimalt antall leger per kontor	84
Figur 8: Optimalt antall listeinnbyggere per lege	86
Figur 9: Kvalitetsindikatorer over tid	94

Tabelloversikt

Tabell 1: Forskningsspørsmål og formål	16
Tabell 2: Porter og Rileys kostnadsdrivere (Banker og Johnston, 2006, s. 533)	29
Tabell 3: Hovedfunn fra tidligere empiri.....	35
Tabell 4: Fjerning av data.....	43
Tabell 5: Fordelingen av fastlegers inntekter	46
Tabell 6: Deskriptiv statistikk – etterspørsel etter konsultasjoner.....	47
Tabell 7: Common size analyse.....	49
Tabell 8: Endringer i kapasitet og resultatmål over tid	53
Tabell 9: Deskriptiv statistikk for viktige variabler	58
Tabell 10: Korrelasjonsmatrise.....	61
Tabell 11: Hovedregresjon OLS – driftsmargin med log antall leger	65
Tabell 12: OLS-regresjon – driftsmargin med dummyvariabler for antall leger	67
Tabell 13: OLS-regresjon – driftsmargin med dummy for solopraksis	68
Tabell 14: FE-regresjon – driftsmargin med log antall leger	70
Tabell 15: Robusthetstest – FE-regresjon med driftsmargin (3 til 6 leger).....	73
Tabell 16: Robusthetstest – OLS- og FE-regresjon (uten deleliste).....	74
Tabell 17: Oppsummering av resultater fra forskningsspørsmål 2	76
Tabell 18: OLS-regresjon – kvadratisk funksjon med antall leger	83
Tabell 19: OLS-regresjon – kvadratisk funksjon med listeinnbyggere per lege	86
Tabell 20: Robusthetstest – stordrift med fast kostnad uten lønnskostnad	88
Tabell 21: Robusthetstest – stordrift med totale kostnader	89
Tabell 22: Robusthetstest – stordrift med 1 til 7 leger per kontor.....	90
Tabell 23: Sensitivitetsanalyse - optimalt antall leger og listelengde	91
Tabell 24: OLS-regresjon – kvalitetsindikatorer	96
Tabell 25: FE-regresjon – kvalitetsindikatorer.....	99
Tabell 26: Robusthetstest – OLS-regresjon med dummy for solopraksis.....	101
Tabell 27: Variabeloversikt	115
Tabell 28: Deskriptiv statistikk for variabler fra forskningsspørsmål 1	115

Forord

Masteroppgaven er gjennomført som en del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole. Den er skrevet våren 2021, og utgjør 30 studiepoeng av våre hovedprofiler i økonomisk styring.

Valg av tema for masteroppgaven er et resultat av ønsket om å gjennomføre en studie som ville gi oss mulighet til å anvende både praktisk og teoretisk kunnskap, som vi har opparbeidet oss gjennom vår studietid. Videre ønsket vi å skrive om et dagsaktuelt tema, som ikke tidligere har blitt undersøkt på denne måten. Ved å studere kilder til lønnsomhetsvariasjon, stordriftsfordeler og størrelses betydning for kvalitet i norske fastlegekontor, har vi oppnådd dette.

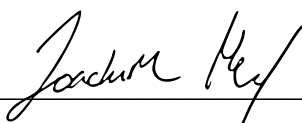
Vi opplever et behov for ytterligere forskning innenfor dette feltet. Vi ønsker med oppgaven å gi et empirisk tilskudd til debatten om fastlegeordningen. I tillegg håper vi at våre funn kan bidra til økt forståelse for driftsmessige forhold og økonomi for norske fastleger.

Oppgaven hadde ikke vært en realitet uten hjelp fra en rekke bidragsytere. Vi ønsker å takke Vegard Håvik i Helsedirektoratet for å ha utlevert viktige deler av oppgavens datamateriale. Videre ønsker vi å takke leder i Hordaland Legeforening, Gunnar Ramstad, for å ha hjulpet oss med å forstå det norske fastlegemarkedet. I tillegg ønsker vi å takke leder i Allmennlegeforeningen, Nils Kristian Klev, for råd, samt et hyggelig møte hvor vi fikk mulighet til å presentere og diskutere oppgavens funn.

Til slutt ønsker vi å rette en stor takk til vår veileder, Iver Bragelien. Gode og konstruktive tilbakemeldinger, sammen med hans store engasjement, har vært til stor hjelp i arbeidet.

Norges Handelshøyskole

Bergen, 1. juni 2021



Joachim Melby



André Ådnes Skogland

1. Innledning

I dette kapittelet gjør vi rede for oppgavens bakgrunn, forskningsspørsmål, omfang og avgrensninger. Til slutt presenterer vi oppgavens struktur.

1.1 Bakgrunn

Fastlegeordningen er en sentral bærebjelke i det norske helsevesenet, og i 2019 sto 99 prosent av Norges befolkning på en fastlegeliste (Gaardsrud, 2020). Formålet med ordningen er å sikre at norske innbyggere har en fast lege, og får nødvendige allmennlegetjenester av god kvalitet til rett tid (Forskrift om fastlegeordning i kommunene, 2012, §1). De siste årene har fastlegeordningen fått mye medieoppmerksomhet, og den har blitt kritisert for manglende tilførsel av ressurser i takt med økningen i antallet oppgaver som pålegges fastlegene. Det såkalte «Trønderoppgjøret», som støttes av 2 000 fastleger, viser fastlegenes frustrasjon og frykt for at ordningen skal kollapse (Trønderopprøret, 2021).

Norske fastleger opplever økonomisk utrygghet og økende arbeidsmengde (Trønderopprøret, 2021). Erfarne fastleger ønsker å slutte, og nye leger opplever fastlegeyrket som mindre attraktivt. Det har medført at 66 prosent av norske kommuner rapporterte om rekrutteringsutfordringer i 2020 (Samfunnsøkonomisk analyse, 2021). Manglende tilgang på fastleger har tvunget frem økt vikarbruk, som har bidratt til redusert tjenestekvalitet for listeinnbyggerne.

Som tiltak for å sikre en god fastlegeordning publiserte Regjeringen i 2019 en handlingsplan for allmennlegetjenesten for årene 2020 til 2024. Handlingsplanens tre målområder omhandler rekruttering, kvalitet og en teambasert fremtid (Helse- og omsorgsdepartementet, 2020). Det gjorde oss nysgjerrige på å studere dagens lønnsomhetsnivå, og om kontorstørrelse har betydning for lønnsomhet og kvalitet. Tidligere studier har primært undersøkt fastleger på individnivå, og det er forsket lite på driftsrelaterte forhold i fastlegekontor.

Opgavens formål er å belyse forhold som påvirker lønnsomheten og kvaliteten i norske fastlegekontor. Den kan derfor være til hjelp ved strategiske valg vedrørende driftsmessige faktorer i bransjen, som ikke før er undersøkt i dette omfanget. Vi håper også at våre funn bidrar til ny innsikt som kan redusere usikkerheten om den økonomiske tilstanden i bransjen.

1.2 Forskningsspørsmål

Med utgangspunkt i oppgavens formål har vi formulert følgende forskningsspørsmål:

1. Hvordan er lønnsomhetsnivået i norske fastlegekontor?
2. Hvilke variabler kan forklare lønnsomhetsvariasjonene i bransjen?
3. Er det stordriftsfordeler, og i så fall hva er optimalt antall leger per kontor?
4. Hvordan varierer kvalitet med legekontorstørrelse?

1.3 Omfang og avgrensninger

Oppgaven omfatter utelukkende selvstendig næringsdrivende fastlegekontor. Avgrensningen gjør at legekontor med fastlønnede leger er ekskludert fra oppgaven. Fastlønnede leger har egne avtaler med kommunen, og mottar ikke inntekt gjennom fastlegeordningen på samme måte som selvstendig næringsdrivende leger.

Vi har valgt å avgrense studiens tidsperiode til årene 2014 til 2019, for å studere fastlegekontor med fullstendige datagrunnlag. Data om fastlegenes basistilskudd er ikke tilgjengelig før 2014, og fastlegekontorenes regnskaper var ikke tilgjengelige for 2020 ved oppgavens starttidspunkt. Vi følger dermed 132 fastlegekontor over en seksårs periode.

For analysen er to forutsetninger lagt til grunn. Vi antar at antall leger per kontor tilsvarer antall legeårsverk. Forutsetningen er nødvendig for å sammenligne kontorstørrelser, ettersom vi ikke har tilgang til legenes stillingsbrøk i datagrunnlaget. Det er gjort flere vurderinger i kapittel 5 for å sikre at forutsetningen holder. Vi forutsetter videre at samtlige fastlegekontor i utvalget følger lovmessige krav om kvalitet, i henhold til kapittel fire i forskrift om fastlegeordning i kommunene (2012, §16 - §29), og etiske regler for leger (Legeforeningen, 2015). Når vi studerer kilder til lønnsomhetsforskjeller, antar vi at det ikke er tatt valg som fremmer lønnsomheten hos fastlegekontorene, som gjør at de yter under lovfestede minimumskrav for kvalitet. Det begrenser fastlegekontorenes mulighet til å kutte kostnader. I analysen av kvalitetsforskjeller på tvers av kontorstørrelse, studerer vi fire kvalitetsmål fra Senter for kvalitet i legekontor (heretter SKIL) og Helsedirektoratet, som måler kvalitet utover minimumskravene.

1.4 Struktur

Oppgaven består av åtte kapitler. Kapittel 1 til 5 danner grunnlaget for analysen og omfatter en beskrivelse av fastleageordningen, metoden vi bruker, teorigrunnlaget, samt en gjennomgang av oppgavens datagrunnlag. Kapittel 6 utgjør selve analysen, hvor vi studerer lønnsomheten og kvaliteten i bransjen. Til slutt inneholder kapittel 7 og 8 henholdsvis diskusjon og konklusjon.

2. Fastlegeordningen

Formålet med dette kapittelet er å gi overordnet kunnskap om fastlegeordningen i Norge. Innledningsvis presenterer vi oppbygningen av det norske helsevesenet, før vi går nærmere inn på finansieringen og organiseringen av fastlegeordningen.

2.1 Det norske helsevesenet

Norges offentlige helsevesen utgjorde i 2019 10,5 prosent av BNP, som ligger over OECD-landenes gjennomsnitt på omkring 9 prosent (Statistisk sentralbyrå, 2020a). Dette utgjorde 69 900 kroner per innbygger i Norge, og skal sørge for diagnostisering, behandling og rehabilitering av alle norske innbyggere. For å sikre en effektiv helsetjeneste er det norske helsevesenet delt inn i to nivåer, basert på omfang, ressursbehov og type assistanse som pasientene etterspør (Regjeringen, 2014a). De minst komplekse behovene løses av landets kommuner gjennom primærhelsetjenesten, mens de mer krevende behovene løses av de regionale helseforetakene gjennom spesialisthelsetjenesten.

Innenfor primærhelsetjenesten er allmennmedisin et sentralt område. Allmennlegene arbeider både med forebyggende og behandlende medisin, og besitter bred kompetanse om de vanligste helseplagene som rammer befolkningen. Ved komplekse behov har allmennlegene ansvar for å henvise pasienter videre til spesialisthelsetjenesten. De fleste allmennleger i offentlig sektor har inngått avtale med en kommune om deltakelse i fastlegeordningen, og arbeider som fastleger på legekontor. Ettersom det kreves avtale med en kommune for å praktisere som fastlege er markedet regulert. Videre kan allmennleger også jobbe på legevakt, sykehjem eller helsestasjon. (Kompetanse Norge, 2019)

2.2 Om fastlegeordningen

I forkant av innføringen av fastlegeordningen i 2001 hadde norsk allmennmedisin blitt krisestemplet, og enkelte fryktet at primærhelsetjenesten skulle kollapse (Bjørkholt & Klev, 2019). Man slet med dårlig kommuneøkonomi, lav kontinuitet i lege-pasientforholdet, dårlig tilgjengelighet og lav kvalitet (EY & Vista Analyse, 2019).

Som et tiltak for å løse utfordringene vedtok Stortinget i 1991 å gjennomføre et listebasert pilotprosjekt i Trondheim, Tromsø, Lillehammer og Åsnes kommune. Pilotprosjektet omtales

som «fastlegeforsøket», og ble gjennomført i perioden 1993 til 1996. Fastlegeforsøket undersøkte hvordan en ordning med fast allmennlege, basert på et listesystem, ville fungere for brukerne, legene, legenes samarbeidspartnere og kommunen (Helse- og omsorgsdepartementet, 1997). Ved pilotslutt ble prosjektet evaluert, og effekten var som ønsket. I Stortingsmelding nummer 23 ble det konkludert at «allmennlegetjenesten bør organiseres som en fastlegeordning» (Helse- og omsorgsdepartementet, 1997). Fire år senere ble fastlegeordningen innført.

Formålet med fastlegeordningen er «å sikre at alle får nødvendige allmennlegetjenester av god kvalitet til rett tid, og at personer bosatt i Norge får en fast allmennlege å forholde seg til» (Forskrift om fastlegeordning i kommunene, 2012, §1). Den norske modellen hentet inspirasjon fra den danske, men modellen er tilpasset norske forhold hvor mange kommuner har få innbyggere (Helse- og omsorgsdepartementet, 1997).

Fastlegedekningen er god, og per fjerde kvartal 2019 sto 99 prosent av alle norske innbyggere på en fastlegeliste (Gaardsrud, 2020). Personer tilknyttet en fastlegeliste kalles listeinnbyggere. For listeinnbyggerne innebærer fastlegeordningen økt kontinuitet i lege-pasientforholdet, bedre tilgjengelighet og økt kvalitet i tjenesten (EY & Vista Analyse, 2019). Listeinnbyggere som er misfornøyd med egen fastlege, kan bytte lege inntil to ganger per år (Helsenorge, 2019). For fastlegene innebærer ordningen at de har ansvar for alle allmennlegeoppgaver for sine listeinnbyggere (Forskrift om fastlegeordning i kommunene, 2012, §10). I tillegg kan en fastlege pålegges å delta inntil 7,5 timer per uke i andre allmennlegeoppgaver for kommunen. Dette kan eksempelvis være arbeid på helsestasjon, sykehjem eller i fengsler.

Fastlegene kan fritt sette egen listelengde opp til maksimalt 2 500 listeinnbyggere. Gjennomsnittlig listelengde har gått ned de siste årene, og i 2019 var gjennomsnittlig listelengde i underkant av 1 100 listeinnbyggere per fastlege (Gaardsrud, 2020). I snitt besøkte hver av listeinnbyggerne sin fastlege 2,7 ganger i 2019 (Statistisk sentralbyrå, 2020b).

En av årsakene til en stadig kortere listelengde kan være samhandlingsreformen som ble innført i 2012. Et av målene med reformen var at en større del av behandlingen i helsevesenet skulle håndteres av primærhelsetjenesten (Menon Economics, 2018). Det har ført til økt arbeidspress for fastlegene. Ifølge Uni Research (2018) var gjennomsnittlig arbeidstid for en fastlege 55,6 timer per uke i 2018, som tilsvarer en stillingsbrøk på 150 prosent. Det fremgår

av EY og Vista Analyse (2019) at økt arbeidsbelastning har ført til at leger bruker mindre tid på faglig utvikling, og at det går utover kvaliteten i tjenesten.

De fleste fastlegekontor driver i leide lokaler (Legeforeningen, 2021a). Her tilbyr de fysiske, og digitale legetimer, kalt e-konsultasjoner (Helsenorge, 2021). Hvorvidt en konsultasjon kan gjennomføres digitalt avhenger av behandlingens omfang. Hjelpepleiernes funksjon avhenger også av behandlingens omfang. Foruten resepsjonistarbeid, kan hjelpepleierne avlaste fastlegene med arbeid som sårstell og laboratorieprøver (Helfo, 2019). I følge EY og Vista Analyse (2019) lå driftskostnadene per lege i gjennomsnitt på 700 000 kroner i 2017, hvor Kommunenes sentralforbund, Legeforeningen og staten regner en tredjedel av kostnadene som leie- og en tredjedel som personalkostnader.

2.3 Finansiering

Fastlegenes kompensasjonssystem består av en variabel og en fast komponent. Komponenten som gir grunnlag for den faste inntekten kalles basistilskudd, og er en månedlig overføring fra staten (heretter Helfo) til fastlegen basert på antall listeinnbyggere. I 2019 utgjorde årlig basistilskudd 499 kroner per listeinnbygger per år (EY & Vista Analyse, 2019). I tillegg skal kommuner med under 5 000 innbyggere gi legene et utjamningstilskudd dersom listelengden er lavere enn avtalt referanseliste (Forskrift om fastlegeordning i kommunene, 2012, §9). I 2019 var referanselisten 1 200 listeinnbyggere. (Legeforeningen, 2019a). Basis- og utjamningstilskudd utgjør samlet hovedmodellen i kommunens bidrag til finansiering av fastlegeordningen.

Den variable inntektskomponenten er todelt, og bestemmes av hvor hyppig listeinnbyggerne etterspør konsultasjoner. Prisen for en konsultasjon dekkes delvis av listeinnbyggerne og delvis av Helfo. Listeinnbyggerne betaler en egenandel, mens Helfo betaler et refusjonskrav som fastsettes av fastlegen. (Menon Economics, 2018)

Nivået på listeinnbyggernes egenandel og refusjoner fra Helfo bestemmes av hvilke oppgaver som gjennomføres under en konsultasjon. Refusjonssystemet er utformet slik at hver oppgave har en spesifikk takst (Legeforeningen, 2019a). Takstene er regulert, og fastsettes på bakgrunn av forhandlinger mellom Kommunenes sentralforbund, Legeforeningen og staten (EY & Vista Analyse, 2019). Konsultasjonene har ulikt tidsomfang og kompleksitet, og takstene tillater fastlegen ta betalt for arbeidet som faktisk blir utført. En konsultasjon hos allmennlege (takst

2ad) i 2019 ga legene 160 kroner i inntekt, hvor 5 kroner var refusjon fra Helfo og 155 kroner var egenandel betalt av pasienten (Legeforeningen, 2019a). Tidsbruk utover 20 minutter (takst 2cd) ga ytterligere 211 kroner per påbegynte kvarter, og dekkes i sin helhet gjennom refusjon. Leger med spesialisering i allmennmedisin kan i tillegg til takst 2ad registrere takst 2dd etter en konsultasjon. Takst 2dd er et tillegg for spesialister, og ga spesialistene 99 kroner ekstra, hvor 50 var refusjon og 49 var egenandel.

2.4 Organisering

Norske kommuner kan rekruttere leger ved hjelp av to avtaleformer. Den vanligste avtaleformen innebærer at en fastlege inngår en individuell «franchise-kontrakt» med kommunen, og praktiserer som selvstendig næringsdrivende fastlege (Menon Economics, 2018). Legen står da ansvarlig for egne inntekter og kostnader, mens kommunen er ansvarlig for tilrettelegging og organisering av fastlegeordningen (Forskrift om fastlegeordning i kommunene, 2012, §7). Selvstendig næringsdrivende leger bærer risikoen for eget inntektsgrunnlag, ettersom fastlegen driver privat praksis på oppdrag av kommunen. Inntekten bestemmes av listelengde, hvor hyppig listeinnbyggerne etterspør tjenester i form av antall konsultasjoner, og av behandlingen som utføres under konsultasjonene.

Den andre avtaleformen innebærer at fastlegene blir kommunalt ansatt med fast lønn. Kommunen dekker da fastlegens kostnader og legen mottar fast lønn uavhengig av antall listeinnbyggere og gjennomførte konsultasjoner (Menon Economics, 2018). Vi studerer lønnsomhet i selvstendig næringsdrivende fastlegekontor, og legekontor med fastlønnsavtale holdes derfor utenfor oppgaven.

Norske kommuner kan fritt velge om de ønsker «franchiseavtaler», fastlønnsavtaler eller en kombinasjon. Kombinasjonsmodellen omtales som 8.2-avtaler, og innebærer at kommunene beholder basistilskudd mot at de dekker fastlegenes kostnader (Ipsos, 2018). Det er likevel bestemt av fastlegeforskriften og sentralt avtaleverk om fastlegereformen at selvstendig næringsdrift skal være hovedmodellen (Menon Economics, 2018).

Selvstendig næringsdrivende fastlegekontor er vanligvis organisert som enkeltpersonforetak (EPF), ansvarlig selskap med delt deltakeransvar (DA) eller aksjeselskap (AS) (Duvaland & Riise-Hanssen, 2015). Selv om leger organiserer seg i kontor med flere leger, er fastlegehjemplene og legenes inntektsgrunnlag personlig (Duvaland & Riise-Hanssen, 2015).

Leger har derfor ofte et eget EPF, hvor de mottar basistilskudd, refusjon og egenandeler. Fastlegekontorene benyttes normalt som driftsselskap, hvor formålet er å dekke kostnadene. Regnskapsmessig driftsinntekt i fastlegekontorene reflekterer derfor overføringer fra legene til kontoret for å dekke alle kontorets kostnader. Det gjør regnskapsposten lite egnet for analyse av lønnsomhet. I kapittel 6 har vi konstruert en inntektsproxy bestående av legenes tre inntektskomponenter for å erstatte inntektsposten fra regnskapet. Med vår tilnærming vil fastlegekontorenes driftsresultat reflektere legenes lønnsgrunnlag før finansposter og skatt.

2.5 Oppsummering av fastlegeordningen

I dette kapitlet har vi forklart omfanget, organiseringen og finansieringen av fastlegebransjen. Siden innføringen av fastlegeordningen i 2001, har fastlegebransjen vokst, og i 2019 sto 99 prosent av den norske befolkningen på en fastlegeliste. Fastlegene er primært organisert som selvstendig næringsdrivende, og mottar inntekter både fra pasienter og fra Helfo. Inntektene bestemmes av en fast komponent som er gitt av fastlegens listelengde, og en variabel komponent som er gitt av utførte konsultasjoner og behandlinger. Inntektene følger legene personlig, og er ikke reflektert i fastlegekontorenes driftsinntekter. For å studere lønnsomheten i norske fastlegekontor er vi derfor nødt til å konstruere en inntektsproxy for kontorene. Denne er basert på de samlede inntektene til fastlegene ved hvert respektive kontor. Forskningsdesign og metodene vi anvender for å studere lønnsomhet, vil gjennomgås i oppgavens neste kapittel. Der vil vi også se på metode for å analysere stordriftsfordeler og kvalitetsforskjeller i fastlegekontorene.

3. Metode

Formålet med dette kapittelet er å gi en innføring i metodene som vi bruker for å besvare oppgavens forskningsspørsmål. Innledningsvis presenterer vi oppgavens forskningsdesign. Deretter gjennomgår vi analyseteknikker som er sentrale for analysen. All databehandling og alle analyser er gjennomført i Stata 16.1.

3.1 Forskningsdesign

I dette delkapittelet gjør vi rede for oppgavens forskningsmetode, forskningstilnærming og forskningsformål.

Forskningsmetode

Oppgaven følger en flermetodisk kvantitativ forskningsmetode. Kvantitativ forskning undersøker forhold mellom variabler, som er målt numerisk og er analysert ved hjelp av statistiske eller grafiske teknikker (Saunders, Lewis & Thronhill, 2016). At studien er flermetodisk kan forklares ved at vi benytter flere analytiske prosedyrer for å svare på forskningsspørsmålene våre. Dette er fordelaktig, ettersom det tillater rikere tolkning og analyse av datagrunnlaget (Bryman, 2006). I oppgaven følger vi organisasjoner over tid, som åpner for å studere både endringer og utvikling.

Forskningstilnærming

Den kvantitative forskningsmetoden er ofte assosiert med en deduktiv forskningstilnærming, hvor fokuset er å benytte data for å teste hypoteser. Kvantitative studier kan også følge en induktiv tilnærming, hvor data benyttes for å utvikle hypoteser (Saunders et al., 2016). Oppgaven følger primært en deduktiv forskningstilnærming, ettersom vi bruker datagrunnlaget for å avdekke om det eksisterer lønnsomhetsforskjeller, og tester hypoteser om hva som kan forklare lønnsomhetsforskjellene. Merk at det er åpne grenser mellom forskningstilnærmingene (Saunders et al., 2016). Det viktigste er å oppnå en sammenheng i forskningsdesignet, som tillater å svare på forskningsspørsmålene (Saunders et al., 2016).

Forskningsformål

Valg av forskningsformål avhenger av hensikten med studien, og formålet kan være eksplorativt, deskriptivt, forklarende, eller evaluerende. Studier kan følge ett formål utelukkende, eller en kombinasjon. (Saunders et al., 2016)

En eksplorativ studie stiller åpne spørsmål, og er spesielt nyttig for å oppklare forståelsen av et fenomen i forkant av en nærmere studie på området. Deskriptive studier krever en klar oppfatning av et gitt fenomen, og slike studier fremstår ofte som en forløper til forklarende studier. Forklarende studier kartlegger kausale forhold mellom variabler for å forklare et fenomen, og evaluerende studier avdekker i hvilken grad noe fungerer. (Saunders et al., 2016)

Tabell 1 gir en oversikt over oppgavens forskningsspørsmål, i sammenheng med forskningsformålene. Forskningsspørsmål 1 besvares gjennom analyse av legekantorenes regnskap og beskrivelse av eventuelle lønnsomhetsvariasjoner. Formålet er derfor deskriptivt. Videre er forskningsspørsmål 2 forklarende, ettersom formålet er å avdekke kausale forhold som kan forklare funn fra forskningsspørsmål 1. Forskningsspørsmål 3 er forklarende ettersom vi undersøker om det er stordriftsfordeler, samt hvor og hvorfor de inntreffer. Forskningsspørsmål 4 er også forklarende, og studerer hvordan kontorstørrelse har innvirkning på ulike kvalitetsforhold med formål om å avdekke sammenhenger.

Forskingsspørsmål	Formål
1. Hvordan er lønnsomhetsnivået i norske fastlegekontor?	Deskriptivt
2. Hvilke variabler kan forklare lønnsomhetsvariasjonene i bransjen?	Forklarende
3. Er det stordriftsfordeler, og i så fall hva er optimalt antall leger per kontor?	Forklarende
4. Hvordan varierer kvalitet med legekantorstørrelse?	Forklarende

Tabell 1: Forskingsspørsmål og formål

3.2 Analyseteknikker

Analyseteknikkene som benyttes i oppgaven er common size analyse, korrelasjonsanalyse, regresjonsanalyse, normalisering og optimering med kvadratisk funksjon. De ulike analyseteknikkene presenteres i det følgende.

Common size analyse

Common size er et verktøy for å analysere kilder til lønnsomhetsforskjeller på tvers av selskap med ulike størrelser (Bjørnenak, 2019). Analyseteknikken måler de ulike regnskapspostene som andeler av driftsinntekter, og danner størrelsesuavhengige, relative forholdstall (Bjørnenak, 2019). Slik viser analysen hvilke regnskapsposter som er mest vesentlige for driftsresultatet.

Vi bruker common size for å kartlegge bransjegjennomsnitt for de ulike regnskapspostene i det norske fastlegemarkedet. Ekstremverdier blant fastlegekontorene kan trekke gjennomsnittet opp eller ned. For å avdekke om gjennomsnittet er påvirket av ekstremverdier, studerer vi gjennomsnitt sammen med median. Merk at analyseteknikken ikke alene bør benyttes for å trekke konklusjoner. Regnskapsposter representerer aggregerte størrelser og kan dermed utelate viktige detaljer om hva som driver kostnader.

I analysen benytter vi «Willie Sutton regelen» i kombinasjon med common size analysen, for å diskutere hvor fastlegekontorene bør starte med å kutte kostnader. Willie Sutton var en aktiv bankraner på midten av 1900-tallet (Bjørnenak, 2019). Når han ble arrestert ble han spurt om hvorfor han fortsatte å rane banker. Svaret hans «that's where the money is» danner grunnlag for det vi i dag kjenner som «Willie Sutton regelen». I strategisk lønnsomhetssammenheng uttrykker utsagnet at man bør starte med det opplagte først.

Korrelasjonsanalyse

I forkant av multippel regresjonsanalyse er det hensiktsmessig å utføre en korrelasjonsanalyse. Verktøyet undersøker parvise korrelasjoner, altså hvordan hver enkelt uavhengige variabel samvarierer lineært med den avhengige variabelen, og de andre uavhengige variablene (Hill, Griffiths & Lim, 2012).

Korrelasjonsanalysen viser korrelasjonskoeffisienten mellom to ulike variabler, og angir et målbart forhold med verdi mellom -1 og 1. Slik forklares både styrke og retning på

samvariasjonen. Korrelasjonskoeffisienten mellom to variabler lik 1 (–1) reflekterer perfekt positiv (negativ) samvariasjon, som betyr at endring i den ene variabelen gir tilsvarende (motsatt) endring i den andre variabelen. En korrelasjonskoeffisient lik 0 tilsvarer ingen samvariasjon, hvor endring i én variabel skjer uavhengig av endring i den andre variabelen. (Hill et al., 2012)

Hensikten med korrelasjonsanalysen er å avklare hvorvidt de uavhengige variablene er høyt korrelert med hverandre (Ferré, 2009). Høye korrelasjonskoeffisienter kan medføre multikollinearitetsproblematikk, som utfordrer resultatene og tolkningen av variablenes koeffisienter i regresjonsmodeller (Allen, 1997). For å unngå slik problematikk, bør en av variablene med parvis høy korrelasjon utelates i regresjonsmodeller. Det finnes ingen absolutt grense for hvor høye korrelasjoner som bør tillates. Pallant (2020) viser til $\pm 0,7$ som grense, men høye korrelasjoner bør uansett undersøkes nærmere. Merk at korrelasjoner isolert sett ikke bør brukes for å trekke kausale sammenhenger mellom variabler (Hill et al, 2012).

Regresjonsanalyse

Regresjonsanalyse er en kvantitativ analyseteknikk for å undersøke sammenhengen mellom én avhengig variabel og én eller flere uavhengige variabler (Hill et al., 2012). Regresjonsmodeller med kun én uavhengig variabel omtales som enkle, eller univariate regresjonsanalyser (Hill et al., 2012). Modeller med flere uavhengige variabler omtales som multiple eller multivariate regresjonsanalyser (Hill et al., 2012).

Denne oppgaven benytter multippel regresjonsanalyse på paneldata, som omfatter flere observasjoner per individ over tid. Hill et al. (2012) forutsetter et lineært forhold mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene i multiple regresjonsanalyser. Matematisk kan formelen uttrykkes ved:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + \varepsilon_{it}$$

Formel 1: Multippel regresjonsmodell (Hill et al., 2012, s. 540)

y er den avhengige variabelen vi ønsker å forklare og β_0 er et konstantledd som angir hvor regresjonslinjen skjærer y -aksen. β_1, \dots, β_k er estimerte koeffisienter som uttrykker hvor mye y øker når variabel x_1, \dots, x_k øker med én enhet. Videre er ε et feilledd som uttrykker avstanden mellom de predikerte og de virkelige observasjonene. Fotnote i angir individ og t angir tid. (Hill et al., 2012)

Ordinary least squares

Formålet med regresjon er å estimere regresjonslinjen som best uttrykker sammenhengen mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene (Hill et al., 2012). I oppgaven benyttes *Ordinary Least Squares* (heretter OLS), for å se på variasjon på tvers av fastlegekontorene.

Ved bruk av OLS defineres regresjonslinjen der den vertikale avstanden mellom observasjonene i datasettet og regresjonslinjen minimeres (Hill et al., 2012). Avstanden mellom observasjonene og regresjonslinjen illustrerer feilleddene, og kvadreres for å ta hensyn til både positive og negative avvik fra regresjonslinjen. Slik minimeres avviket mellom den estimerte og den faktiske verdien. Matematisk kan det uttrykkes ved:

$$\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

Formel 2: OLS (Hill et al., 2012, s.51)

OLS på paneldata kalles Pooled OLS, og er en videreutvikling av den ordinære OLS-modellen. En svakhet med Pooled OLS er at modellen ikke tar hensyn til korrelasjon mellom de selskapsspesifikke feilleddene over tid. De estimerte standardfeilene kan derfor bli feilaktige, og gi misvisende resultater. For å ta hensyn til korrelasjon mellom de selskapsspesifikke feilleddene over tid, bruker vi «Cluster-robuste standardfeil». Vi benytter dermed standardfeil som er gruppert på selskapsnivå for fastlegekontorene i analysen, for å ta hensyn til at hvert enkelt legekontor observeres seks ganger i analyseperioden. Det korrigerer for både ulik varians i feilleddene (heteroskedastisitet) og korrelerte standardfeil (Hill et al., 2012). Merk at vi videre i oppgaven omtaler Pooled OLS som OLS.

Forutsetninger for OLS

For at OLS-regresjon skal være pålitelig, må følgende seks forutsetninger være oppfylt (Wooldridge, 2016):

1. Lineært forhold mellom de uavhengige og den avhengige variabelen.
2. Ingen perfekt kollinearitet mellom de uavhengige variablene.
3. Feilleddets forventningsverdi skal være lik 0.
4. Konstant varians i feilleddene (homoskedastisitet).
5. Ingen korrelasjon mellom feilleddene. Brudd på denne medfører autokorrelasjon.
6. Feilleddene er uavhengige og normalfordelte (viktig for inferens)

Forutsetningene omtales i litteraturen som Gauss-Markov teoremet (Wooldridge, 2016). Dersom samtlige av Gauss-Markov sine forutsetninger oppfylles vil modellens estimerer være effisiente, og kunne brukes til statistisk inferens. Det betyr at om forutsetningene er oppfylt, har resultatene statistisk gyldighet, og vi kan anta at modellens resultater er pålitelige (Hill et al., 2012). Forventet verdi av koeffisientene vil være lik virkelige verdier ($E(\beta) = \beta$).

Faste effekter

Mens OLS benyttes for å undersøke variasjon på tvers av fastlegekontorene, bruker vi faste effekter (heretter FE) for å studere variasjon innad i kontorene. Forutsetning 3 ovenfor sier at feilleddets forventningsverdi skal være lik 0. Det betyr at feilleddet i en tidsperiode ikke kan korrelere med de uavhengige variablene (Wooldridge, 2016). Hvis det derimot finnes en tidsuavhengig variabel som ikke er inkludert i modellen, vil denne fanges opp av modellens feilledd. Dette kan enklest illustreres ved å dele feilleddet inn i to, $\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$, hvor α_i er en tidsuavhengig uobserverbar effekt og u_{it} er feilleddet (Wooldridge, 2016).

Selv om u_{it} og de uavhengige variablene ikke korrelerer, vil ikke OLS-regresjonen være konsistent dersom α_i og de uavhengige variablene korrelerer (Wooldridge, 2016). En FE-modell fjerner alle variabler som er tidsuavhengige før estimering, og løser dermed problemet. I det følgende skal vi se hvordan dette gjøres ved å gå gjennom tre ligninger.

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + \alpha_i + u_{it}$$

Formel 3: Regresjonsmodell med uobserverbar effekt (Wooldridge, 2016, s.435).

Formel 3 viser en multippel regresjonsmodell, hvor feilleddet er spaltet i $\alpha_i + u_{it}$. Når vi subtraherer gjennomsnittene av en gitt entitet, i , fra formel 3, forsvinner α_i . Matematisk kan dette uttrykkes ved:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1(x_{it1} - \bar{x}_{i1}) + \beta_2(x_{it2} - \bar{x}_{i2}) + \dots + \beta_k(x_{itk} - \bar{x}_{ik}) + u_{it} - \bar{u}_i$$

Formel 4: Transformasjon FE (Wooldridge, 2016, s. 435)

α_i forsvinner fordi den uobserverbare effekten ikke avhenger av tid, og dermed nulles ut. FE-modeller får frem effekten av de uavhengige variablene som er avhengige av tid, kontrollert for alle faktorer som er konstante over tid. Det generelle uttrykket for FE kan fremstilles slik:

$$\dot{y}_{it} = \beta_1 \dot{x}_{it1} + \beta_2 \dot{x}_{it2} + \dots + \beta_k \dot{x}_{itk} + \ddot{u}_{it}$$

Formel 5: Det generelle uttrykket for FE (Wooldridge, 2016, s.435).

I formel 5 er $\dot{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$. Regresjonsligningen er nå blitt transformert, og er på en form hvor OLS kan benyttes. FE-transformasjonen gir en modell som tillater det uobserverbare leddet å korrelere med de uavhengige variablene i modellen. Det kontrolleres også for utelatt variabelskjevhet for variabler som varierer med individ, og som er konstante over tid. (Wooldridge, 2016)

Tolkning av regresjonsresultater

Det finnes flere måter å undersøke om sammenhengen mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene er statistisk signifikante. Resultatene er signifikante dersom det er liten sannsynlighet for at den estimerte effekten er tilfeldig. I oppgaven benyttes p-verdier for å forklare graden av statistisk signifikans. Vi benytter grensene for p-verdi lik $p=0,01$ (***) , $p=0,05$ (**) og $p=0,10$ (*). Det betyr at vi har statistisk signifikante resultater på henholdsvis 1-, 5- eller 10-prosentnivå, dersom p-verdien er under disse verdiene. En grense på 5 prosent betyr at det maksimalt er 5 prosent sannsynlighet for at de uavhengige variablenes effekt på den avhengige variabelen er lik 0. (Wooldridge, 2016)

Videre undersøker vi regresjonenes forklaringskraft. Det vanligste målet på forklaringskraft er R^2 , som er et tall mellom 0 og 1. Når R^2 er lik 1 ligger alle observasjonene på regresjonslinjen, og de uavhengige variablene forklarer all variasjon i den avhengige variabelen (Wooldridge, 2016). På motsatt side indikerer R^2 lik 0 at all variasjon i den avhengige variabelen skyldes faktorer utenfor modellen. R^2 øker med økt antall variabler i

modellen. Vi bruker derfor justert R^2 , som tar hensyn til økt antall variabler (Wooldridge, 2016).

Det er viktig å undersøke om koeffisientene er fornuftige. Hvis vi hadde funnet at fastlegekontorenes variable kostnader falt med økt antall konsultasjoner, kunne det antydning at vi hadde gjort en feil i arbeidet med modellen. Merk at regresjonsresultater ikke eksplisitt reflekterer kausalitet, men kun hvordan variabler samvarierer. For å vise en kausal sammenheng må vi derfor studere om regresjonene virker fornuftige. Det kan være krevende, og regresjonene tolkes derfor med et visst forbehold om at de ikke gir et fullstendig bilde av de kausale sammenhengene. (Wooldridge, 2016)

Normalisering

For å sammenligne variabler i samme skala, kan det være nødvendig å foreta en normalisering (Nardo, Saisana, Saltelli & Tarantola, 2005). Vi bruker denne metoden for å studere kvalitet i forskningsspørsmål 4. Det kan være flere grunner til at et utvalg variabler ikke står i proporsjon til hverandre. Eksempelvis kan én variabel være en absolutt størrelse, som antall vikardager per lege, mens en annen variabel er en prosentandel, som andel spesialister ved kontoret. For å sammenligne variablene i samme skala, er det nødvendig å transformere dem til dimensjonsløse tall, på samme form (Nardo et al., 2005). Denne prosessen kalles normalisering.

I oppgaven benytter vi normaliseringsmetoden «omskalering». Metoden har til formål å normalisere variablene slik at de ligger i intervallet 0 til 1 (Nardo et al., 2005). Transformasjonen er basert på minimums og maksimumsverdiene for hver variabel både over organisasjoner (i) og på tvers av tidsrommet (T) i analysen (Nardo et al., 2005). Som et tillegg til metoden, har vi valgt å multiplisere verdiene med 100, som gir et verdiintervall mellom 0 og 100 for de transformerte variablene. Matematisk kan normaliseringsmetoden uttrykkes slik:

$$I_{it} = \frac{x_{it} - \min(x)}{\max(x) - \min(x)} \times 100$$

Formel 6: Normalisering (Nardo et al., 2005, s. 47)

I formel 6 angir I den transformerte variabelen, og x angir variabelen før transformasjon. Merk at transformasjonen baserer seg på minimums og maksimumsverdier for en gitt variabel. Derfor kan ekstremobservasjoner forstyrre den transformerte variabelen (Nardo et al., 2005).

Optimering med kvadratisk funksjon

Kvadratiske funksjoner kan benyttes for å lokalisere maksimums- eller minimumsverdier (Menz & Mulberry, 2020). Når vi studerer stordriftsfordeler i forskningsspørsmål 3, benytter vi derfor en kvadratisk funksjonsform. Funksjonsformen er fleksibel, og er anvendt i flere empiriske studier av stordriftsfordeler i helsesektoren (Kristensen, Olsen & Pedersen, 2008; Preyra & Pink, 2006). I sin enkleste form er den kvadratiske funksjonsformen gitt ved:

$$f(x) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2$$

Formel 7: Kvadratisk funksjon (Menz & Mulberry, 2020)

Vi er interessert i å lokalisere hvilken verdi av x som maksimerer $f(x)$. Optimeringsproblemet løses ved å finne de kritiske punktene i funksjonen (Menz & Mulberry, 2020). Koeffisientene estimeres med regresjon, og dersom β_1 er positiv, og β_2 er negativ, har vi en omvendt u-formet kurve. Det impliserer at funksjonen har et globalt maksimumspunkt. Den deriverte funksjonen satt lik 0 løser optimeringsproblemet, og er gitt ved:

$$f'(x) = \beta_1 + 2\beta_2 x = 0$$

Formel 8: Kvadratisk funksjon derivert (Menz & Mulberry, 2020)

Det er særlig to forhold som er interessante å studere etter estimering av en kvadratisk funksjon (Hopland, 2017). Det ene er hvorvidt ekstremalpunktet ligger i observasjonenes variasjonsområde. Hvis ingen har mulighet til å tilpasse seg optimum, har optimum liten praktisk betydning. Det andre er hvorvidt vi har nok data over hele variasjonsområdet til å få et meningsfullt estimat. En skjevfordeling i observasjonene kan påvirke optimumsverdien, og gi upresise prediksjoner.

3.3 Oppsummering av metoden

I dette kapitlet har oppgavens forskningsdesign og analyseteknikker som vi anvender for å studere lønnsomhet, stordriftsfordeler og kvalitetsforskjeller blitt gjennomgått. Oppgaven følger en kvantitativ flermetodisk forskningsmetode med deduktiv forskningstilnærming. Dette skyldes at vi bruker datagrunnlaget for å undersøke om det eksisterer lønnsomhetsforskjeller og tester hypoteser om mulige forklaringer. Oppgaven har først et deskriptivt design for å analysere og beskrive dagens lønnsomhetsnivå. Deretter har den et forklarende design fordi vi undersøker kausale sammenhenger mellom variabler knyttet til lønnsomhetsvariasjon, stordriftsfordeler og kvalitetsforskjeller.

For å analysere kilder til lønnsomhetsforskjeller bruker vi common size analyse. Videre benytter vi korrelasjonsanalyser og regresjonsanalyser ved Ordinary Least Squares og faste effekter, for å studere sammenhenger mellom variabler. I tillegg benyttes normaliseringsmetoden omskalering for å studere kvalitet, og optimering med kvadratisk funksjon når vi studerer stordriftsfordeler. I neste kapittel gjennomgår vi oppgavens teoretiske rammeverk og tidligere empiri om lønnsomhet, stordriftsfordeler og kvalitet i legekantor.

4. Teorigrunnlag

Formålet med dette kapittelet er å beskrive oppgavens teorigrunnlag. Kapittelet er todelt, hvor første del presenterer teoretiske rammeverk, mens del to presenterer tidligere empiri. Den tidligere empirien vektlegges i oppgaven, og utgjør grunnlaget for utformingen av hypoteser om lønnsomhet, stordriftsfordeler og kvalitet i kapittel 6.

4.1 Teori

I dette delkapittelet presenteres oppgavens to teoretiske rammeverk. Ettersom inntektssiden i fastlegemarkedet er regulert kan lønnsomhetsvariasjonene skyldes kostnadssiden. Vi presenterer derfor først Porter og Rileys rammeverk om kostnadsdrivere. Til slutt i kapittelet introduseres Pindyck og Rubinfelds teori om stordriftsfordeler. Teorien benyttes når vi undersøker om størrelse har betydning i norske fastlegekontor.

Teori om kostnadsdrivere

Porter var i 1985 en av de første til å bruke uttrykket kostnadsdrivere (Banker & Johnston, 2006). Han forklarte at kostnadsdrivere kan benyttes for å beskrive og analysere kostnaders atferd, og understreket viktigheten av å analysere kostnader langs bedrifters verdikjede (Porter, 1985). Bedrifter som forstår kostnadsstrukturen for hver enkelt aktivitet kan oppnå god forståelse for sine relative kostnadsproporsjoner, og om hvordan kostnadseffektiviteten kan forbedres.

I 1987 ble Porters rammeverk videreutviklet av Riley, som kategoriserte Porters drivere i to grupper, henholdsvis strukturelle og operasjonelle kostnadsdrivere (Banker & Johnston, 2006). Ifølge Bjørnenak (2019) er strukturelle og operasjonelle kostnadsdrivere faktorer som forklarer forskjeller i kostnadsnivå mellom ulike aktører i en bransje. Det er flere likhetstrekk mellom Porter og Rileys kostnadsdrivere, og for å svare på oppgavens forskningsspørsmål bruker vi en kombinasjon av de to rammeverkene. I det følgende presenteres først Porters kostnadsdrivere, deretter Rileys videreutvikling, og til slutt oppsummeres begge i en tabell.

Porters kostnadsdrivere

Porter (1985) forklarte at *stordriftsfordeler* oppstår fra evnene til å utføre aktiviteter annerledes og mer effektivt ved større volum. Eksempelvis kan en bedrift oppnå stordriftsfordeler gjennom gode innkjøpsavtaler eller effektiviserte prosesser. Ved for store volum kan bedrifter derimot oppleve stordriftsulemper, gjennom økt kompleksitet og koordineringskostnader.

Kapasitetsutnyttelse er spesielt avgjørende dersom kostnaden ved en aktivitet primært er assosiert med faste kostnader (Porter, 1985). Porter vektla at det er viktig å skille stordriftsfordeler fra kapasitetsutnyttelse. Økt kapasitetsutnyttelse sprer faste kostnader over et større volum, mens stordriftsfordeler gjør at en aktivitet som opererer med full kapasitet, er mer effektiv ved større volum. Endringer i nivået av kapasitetsutnyttelse involverer ekspansjons- og kontraksjonskostnader. Omfanget av slike endringer kan påvirkes av sykliske forhold, og kapasitetsutnyttelse bør derfor studeres som et mønster over tid.

Videre viste Porter (1985) til at *læring* kan bidra til å effektivisere aktiviteter og redusere kostnader. Læring er et akkumulert resultat av mange små forbedringer over tid, og graden av læring øker ofte når bedrifter har roligere perioder. Ved kollektiv læring blir kunnskapen værende i bedriften, mens ved personlig læring forblir kunnskapen hos den ansatte. Bedrifter bør derfor fokusere på kollektiv læring, som kan bidra til økt effektivitet og kostnadsreduksjoner i aktiviteter.

Kostnaden av hver enkelt aktivitet påvirkes av sammenhengen med andre aktiviteter. Porter (1985) omtalte denne sammenhengen som *bindeledd*. En bedrift kan redusere kostnadene sine gjennom bedre utnyttelse, koordinering og optimering av aktiviteter som kan bindes sammen. Å binde aktiviteter kan være krevende, men gode bindeledd er kilde til både kostnadsreduksjoner og konkurransefortrinn.

Videre forklarte Porter (1985) at *samarbeid* kan muliggjøre stordriftsfordeler, bidra til raskere læring, og øke kapasiteten utover den enkelte enhets begrensninger. Slik er samarbeid en viktig kilde til kunnskapsoverføring og langsiktig læring i bedrifter. I tillegg kan samarbeid og koordinering gi betydelige kostnadsreduksjoner, gjennom deling av administrative tjenester.

Porter (1985) argumenterte også for hvordan vertikal *integrasjon* kan påvirke en aktivitet sitt kostnadsnivå. På den ene siden kan vertikal integrasjon bidra til å redusere kostnader, ved å unngå kunder og leverandører med stor forhandlingsmakt. På den andre siden kan vertikal integrasjon bidra til økte kostnader, ved å gjennomføre aktiviteter internt, som kunne ha blitt utført billigere av eksterne leverandører. For å avdekke om integrasjon øker eller reduserer kostnadene ved en aktivitet, må bedrifter vurdere hver enkelt innsatsfaktor i aktiviteten.

Bedrifters *timing* har ifølge Porter (1985) påvirkning på aktiviteters kostnader. Dette gjelder særlig med hensyn på førstetrekksfordeler og –ulempes. Eksempelvis kan bedrifter som etablerer seg først i et marked ha bedre tid til merkevarebygging, som gir kostnadsfordeler. Andre ganger kan det være kostnadsbesparende å etablere seg senere, og videreutvikle produkter som andre har brukt tid på å innovere.

Strategiske valg reflekterer en bedrifts strategi, og involverer bevisste avveininger mellom kostnader og differensiering (Porter, 1985). Eksempelvis vil et legekantor med massasje i konsultasjonsstolen differensiere seg, men kostnadene vil samtidig øke. De strategiske valgene som anses å ha størst påvirkning på kompleksitet, og dermed kostnader, er henholdsvis produkt- og kundemiks, servicenivå, teknologi, ansattes motivasjon og ansattes lønn (Porter, 1985).

Lokalisering kan også ha innvirkning på en aktivitet sitt kostnadsnivå (Porter, 1985). Generelt kan lokalisering påvirke prisen på arbeidskraft, innsatsfaktorer og logistikkostnader. Valg av lokasjon kan dermed ha betydning for enhver aktivitet, og gjøre opphav til store kostnadsreduksjoner.

Den siste kostnadsdriveren Porter (1985) trakk frem var *institusjonelle faktorer*. Disse faktorene inkluderer statlige reguleringer, finansielle incentiver, fagforeninger, tariffes, avgifter og andre lokale regler. Selv om institusjonelle faktorer ofte er utenfor bedrifters kontroll, argumenterte Porter for at bedrifter gjennom sin atferd kan minimere betydningen som institusjonelle faktorer har på kostnader.

Rileys kostnadsdrivere

Shank (1989), samt Shank og Govindarajan (1993) anerkjente Porters liste over kostnadsdrivere, men fant Rileys kategorisering mer hensiktsmessig. Vi vil derfor gjennomgå Rileys rammeverk, som skiller mellom strukturelle og operasjonelle kostnadsdrivere (Banker & Johnston, 2006). Strukturelle drivere reflekterer valg om selskapers struktur som har betydning for kostnader (Shank 1989). Operasjonelle drivere viser på sin side til evnen bedriftsledere har til å gjennomføre en strategi (Banker & Johnston, 2006). Hvordan de strukturelle og operasjonelle driverne påvirker kostnader, er beskrevet under basert på Shanks (1989) henvisning til Riley.

De strukturelle kostnadsdriverne avhenger av:

- *Skala* – hvor store investeringer som går til produksjon, FoU og markedsføring
- *Omfang* – i hvilken grad en bedrift er vertikalt integrert
- *Erfaring* – antall ganger en bedrift har gjennomført sine aktiviteter
- *Teknologi* – hvilke teknologiske prosesser som benyttes langs verdikjeden
- *Kompleksitet* – hvor bredt produkt- eller tjenestespekter som tilbys kundene

Av de strukturelle kostnadsdrivende er særlig skala, omfang og læring ansett som viktige i litteraturen (Shank, 1989). Det må videre understrekes at en økning i de strukturelle driverne ikke nødvendigvis reduserer en bedrifts kostnader. For store volum kan eksempelvis kan gi skalaulempen. For de operasjonelle driverne, er en økning utelukkende fordelaktig (Shank, 1989).

De operasjonelle kostnadsdriverne avhenger av:

- *Ansattes engasjement* – arbeidsstabens drivkraft for kontinuerlig forbedringsarbeid
- *Kvalitetsstyring* – tankene om og oppnåelsen av produktkvalitet
- *Kapasitetsutnyttelse* – produksjonens utnyttelsesgrad i forhold til valgt skala
- *Produksjonslokalenes utforming* – hvor effektiv produksjonsløsningen er
- *Produktdesign* – hvor effektivt produktene er utformet
- *Samarbeid* – utnyttelsen av koblinger til leverandører og kunder langs verdikjeden

Porter og Rileys kostnadsdrivere oppsummeres i tabell 2.

Kostnadsdrivere	
Porter	Riley
Stordriftsfordeler	Strukturelle:
Kapasitetsutnyttelse	Skala
Læring	Omfang
Bindeledd	Erfaring
Samarbeid	Teknologi
Integrasjon	Kompleksitet
Timing	
Strategiske valg	Operasjonelle:
Lokalisering	Ansattes engasjement
Institusjonelle faktorer	Kvalitetsstyring
	Kapasitetsutnyttelse
	Produksjonslokalenes utforming
	Produktdesign
	Samarbeid

Tabell 2: Porter og Rileys kostnadsdrivere (Banker og Johnston, 2006, s. 533)

Det er ingen konsensus om hvilke kostnadsdrivere som er fundamentale (Shank, 1989). Derfor argumenterer Banker og Johnson (2006) for at kostnadsdriverne krever videreutvikling. I tiden etter Rileys inndeling, har de operasjonelle kostnadsdriverne fått mest oppmerksomhet (Shank, 1989). Hva gjelder de strukturelle, viser Bjørnenak (2019) til at drivernes relevans avhenger av bransje. Enkelte drivere kan derfor være mer relevante for fastlegemarkedet enn andre.

Teori om Stordriftsfordeler

Stordriftsfordeler fremtrer når enhetskostnadene i en bedrift er fallende med økt produksjonsvolum (Pindyck & Rubinfeld, 2009). Teorien er veletablert i den økonomiske litteraturen, og har røtter helt tilbake til Adam Smiths teori om høyere avkastning gjennom arbeidsdeling (Chandra, 2004). Pindyck og Rubinfeld (2009) fremmer at større skala:

1. åpner for at ansatte kan spesialisere seg i de aktivitetene hvor de er mest produktive
2. øker fleksibiliteten og muliggjør mer effektive prosesser
3. åpner muligheten til å forhandle om billigere innkjøpsbetingelser

Pindyck og Rubinfeld (2009) forklarer at bedrifter kan møte et vendepunkt, hvor enhetskostnadene begynner å øke med økt produksjonsvolum. Stordriftsulemper kan forekomme som følge av kompleks organisering i større selskap, svekkede innkjøpsbetingelser ved begrenset tilgjengelighet av nøkkelressurser, eller fordi høy produksjon kan gjøre det krevende å arbeide effektivt (Pindyck & Rubinfeld, 2009).

Ettersom fastlegekontor opererer i tjenesteytende sektor, hvor varekostnadene normalt utgjør en relativt liten andel av kostnadene, kan punkt tre ovenfor være mindre aktuelt. Stordriftsfordeler i fastlegekontor vil trolig være knyttet til økt fleksibilitet og effektive prosesser i større fastlegekontor. Fastlegekontor med flere leger kan eksempelvis ha bedre muligheter for effektiv tilpasning av hjelpepleiere og bedre utnyttelse av kontorlokaler. Vi undersøker dette nærmere i kapittel 6.3.

4.2 Tidligere empiri

Den tidligere empirien danner grunnlaget for oppgavens hypoteser. Delkapittelet er tredelt, hvor vi først presenterer empiri om lønnsomhet. Deretter presenteres tidligere empiri om stordriftsfordeler og kvalitet i legekantor.

Tidligere empiri om lønnsomhet i legekantor

Eksisterende forskning om allmennlegers lønnsomhet er hovedsakelig gjort på enkeltlegenivå. Forskerne Kwietniewski, Heimeshoff og Schreyögg (2016) forklarte at det skyldes at det har vært vanskelig å få tilgang til data for legekantor. I det følgende presenteres derfor primært studier om lønnsomhet for leger på individnivå.

Brekke, Holmås, Monstad og Straume (2015) har undersøkt hvordan norske fastleger reagerer på finansielle incentiver ved bruk av paneldata for tidsperioden 2006 til 2011. Ved å studere hvordan leger endrer behandlingsatferd etter oppnådd spesialisttittel, fant de at fastleger reagerer på finansielle incentiver. Spesialistene responderte til økte konsultasjonstakster ved å bruke mindre tid per konsultasjon og gjennomførte dermed flere konsultasjoner uten å øke egen arbeidsmengde. Resultatene er i overensstemmelse med hva Godager og Wiesen (2013) fant i sine undersøkelser. De studerte medisinstudenters økonomiske egeninteresse sett opp mot pasienters helsegevinst. Studiens resultater viste at leger både kan være altruistiske og ha økonomisk egeninteresse, men at det er store forskjeller mellom legene.

Kwietniewski et al. (2016) estimerte legekantorers kostnadsfunksjon ved å studere 3 686 tyske kontorer over en treårsperiode. I studien ble både regnskapsvariabler og praksiskarakteristika benyttet. Resultatene viste at praksiskostnadene var signifikant høyere for legekantor med høy spesialistandel, for legekantor i byer med mer enn hundre tusen innbyggere og for gruppepraktiserende legekantor. Sistnevnte forklares med at større legekantor vanligvis har mer avansert og dyrere utstyr enn mindre legekantor. Kwietniewski et al. (2016) studerte kun kostnadssiden, og det er derfor vanskelig å trekke slutninger om lønnsomhet.

I Norge har Legeregnskap undersøkt hvordan fastlegers inntekter og kostnader varierer med antall listeinnbyggere per lege, spesialisttittel, legenes alder, kjønn og kommune. Rapporten tok utgangspunkt i data fra 532 fastleger i 2016 og 167 i 2012 (Legeregnskap, 2018). Resultatene er fremstilt som deskriptiv statistikk, og avdekker ikke kausale sammenhenger. I likhet med Kwietniewski et al. (2016) viste Legeregnskap (2018) at kostnadene er høyere for spesialister i allmennmedisin også i Norge, og de fant at driftsmarginen hos spesialistene er høyere. Videre viste studiens resultater at driftsmargin øker med legenes alder og listelengde, og dersom legen var mann. I tillegg var leger i kommuner med mer enn 50 000 innbyggere relativt mer lønnsomme enn leger i mindre kommuner.

Videre studerte Claus og Hove (2020) inntekter og kostnader for 4 787 norske fastleger i 2018. Forskerne benyttet tilsvarende variabler som i studien til Legeregnskap (2018), og funnene samsvarte i stor grad. Derimot viste Claus og Hove at lønnsomheten kun øker med fastlegenes alder frem til legene fyller 66 år, før lønnsomheten avtar.

Forskerne Edwards et al. (2017) studerte bruken av e-konsultasjoner i England. Ved å følge 36 legekantor og nærmere 400 000 pasienter over en periode på 15 måneder, fant de at e-konsultasjoner er mer tidskrevende og dyrere for legene, sammenlignet med ordinære konsultasjoner. Resultatene strider med Tan (2005), som beskrev e-konsultasjoner som en kilde til tids- og kostnadsbesparelser både for legen og pasienten. En rapport fra Accenture (2018) har videre estimert at det er et stort samfunnsøkonomisk gevinstpotensial ved økt bruk av e-konsultasjoner. Accenture viste derimot ikke til hvordan gevinsten fordeles mellom fastleger, listeinnbyggere og staten.

Tidligere empiri om stordriftsfordeler i legekantor

Basert på oppgavens formål er det videre interessant å undersøke tidligere empiri om stordriftsfordeler. I det følgende presenteres derfor et utvalg studier som har undersøkt stordriftsfordeler og optimal størrelse i legekantor.

Newhouse (1973) studerte hvordan kostnader varierer med kontorstørrelse målt ved antall leger. I studien bekreftet Newhouse (1973) sine hypoteser om at større legekantor har høyere kostnader per lege, og at leger i gruppepraksis gjennomførte færre konsultasjoner sammenlignet med leger i solopraksis. Med liten utvalgsstørrelse, kritiserte Newhouse likevel egen studie, og fremmet at graden av stordriftsfordeler er usikker. Funnene er i overensstemmelse med Kwietniewski et al. (2016) som fant at større legekantor har høyere kostnader. Kwietniewski et al. argumenterte likevel for at de store kontorene kan oppnå stordriftsfordeler ved å øke antall konsultasjoner.

Videre har Pope og Burge (1996) studert både stordriftsfordeler og optimal kontorstørrelse blant amerikanske legekantor. Gjennom en undersøkelse av 3 505 leger, fant forskerne at leger i gruppepraksis hadde 17 prosent flere konsultasjoner, signifikant lavere kostnader og høyere lønnsomhet sammenlignet med solopraktiserende leger. Resultatene strider med Newhouse (1973) sine funn om høyere kostnader i store kontor. I samme studie fant Pope og Burge (1996) at 5,2 leger per kontor minimerer kostnadene per lege. Utvalgets gjennomsnittlige kontorstørrelse var 2,4 leger per kontor, og forskerne konkluderte med at det forelå urealiserte stordriftsfordeler i organiseringen av amerikanske legekantor.

En tilsvarende studie er gjennomført av Kristensen et al. (2008). Studien baseres på tverrsnittsdata fra 327 danske legekantor, og resultatene sammenfaller med Pope og Burge (1996) sine funn. Forskerne undersøker stordriftsfordeler ved å måle inntekter per faste kostnader mot antall leger per kontor. Resultatene viste at det forelå stordriftsfordeler i danske legekantor. Videre estimerte forskerne at 5,7 leger per kontor maksimerte inntekten per fastekostnadskrone. Gjennomsnittlig kontorstørrelse i Danmark var 1,7 leger per kontor, og forskerne argumenterte derfor, i likhet med Pope og Burge (1996), for at det eksisterer urealiserte stordriftsfordeler i danske legekantor.

Det nærmeste vi kommer en studie om stordriftsfordeler i norske fastleggekantor er en undersøkelse gjennomført av Grytten, Skau og Sørensen (2005). Med utgangspunkt i en spørreundersøkelse av 2306 fastleger studerte forskerne hvordan antall konsultasjoner varierer

med antall leger per kontor. I motsetning til Pope og Burge (1996), fant Grytten et al. at det er liten forskjell i antall konsultasjoner per arbeidstime blant store og små legekontor. En årsak kan være at gruppepraksiser er tunge å administrere, og krever tid til koordinering mellom legene. Målt i antall konsultasjoner argumenterte derfor forskerne for at det er små eller ingen stordriftsfordeler ved at flere leger organiserer seg i samme kontor.

Tidligere empiri strides om eksistensen av stordriftsfordeler i legekontor. Både Newhouse (1973) og Grytten et al., (2005) antyder at graden av stordriftsfordeler er usikker, mens Pope og Burge (1996), Kwietniewski et al. (2016) og Kristensen et al. (2008) viser til stordriftsfordelens eksistens. Det danner et interessant utgangspunkt for videre undersøkelser av norske fastlegekontor.

Tidligere empiri om kvalitet i legekontor

Kvalitet i allmennlegetjenesten kan omfatte komplekse mellommenneskelige relasjoner, som er krevende å studere. For å undersøke kvalitet i norske fastlegekontor tar vi utgangspunkt i kvalitetsmål som er utformet av SKIL (2018) og Helsedirektoratet (2021a). I det følgende presenteres derfor tidligere empiri om hvordan listelengde, kontinuitet i lege-pasientforholdet, spesialistandel og vikarbruk påvirker kvaliteten i fastlegetjenesten.

Eide et al. (2016) undersøkte kvalitet basert på pasientvurderinger fra 1 529 pasienter fordelt på 198 leger i Norge. Blant et utvalg variabler, hadde listelengde størst betydning for kvalitet. Ved å definere liten (0 til 900 listeinnbyggere), mellomstor (901 til 1 300 listeinnbyggere), og stor (1 301 til 2 500 listeinnbyggere) listelengde, viste resultatene at pasienter fra mellomstore lister opplevde best kvalitet. Resultatene strider mot Lawrence, Coulter og Jones (1990) sin studie av 45 britiske legekontor og 430 000 pasienter. De fant at leger med kort listelengde ga bedre behandlingskvalitet enn leger med lange lister. Videre fant Hetlevik og Gjesdal (2010), gjennom en studie av 3 179 norske leger, at lange fastlegelister kan redusere legenes deltagelse i tverrfaglig samarbeid. De argumenterte for at det kan svekke pasientenes opplevde kvalitet. Samlet fremstår det av studiene at lange fastlegelister har negativ påvirkning på kvalitet.

Det fremgår av Handlingsplanen for allmennlegetjenesten 2020 til 2024 at spesialisering i allmennmedisin øker kvaliteten for listeinnbyggerne (Helse- og omsorgsdepartementet, 2020). Dette er i overenstemmelse med Lindahl et al. (2010) sin kartlegging av kvalitet i allmennlegetjenesten. De forklarte at spesialisering gir kompetente allmennleger som kan levere tjenester av høy kvalitet. Handlingsplanens tilnærming samsvarer også med en studie

av 277 norske leger og 10 082 pasienter, hvor Tran et al. (2018) fant at behandlingen av type 2 diabetikere var bedre dersom allmennlegen var spesialist. Økt spesialistandel ved kontoret fremstår derfor positivt for kvaliteten i tjenesten.

Helsedirektoratet (2021b) måler kontinuitet gjennom varighet av fastlegeavtalen, og forklarer at kontinuitet i lege-pasientforholdet påvirker kvalitet positivt. Tilfredsheten øker med lengden av kontinuiteten både for legen og pasientene. Dette har støtte fra Saultz og Abedaiwi (2004) som i en litteraturstudie fant at 19 av 22 studier viste til en signifikant positiv sammenheng mellom kontinuitet og pasienttilfredshet. I likhet med Helsedirektoratet, benyttet Abelsen, Gaski og Brandstorp (2016a) varighet i fastlegeavtalen for å studere kontinuitet, og fant at kontinuitet er en viktig faktor for kvaliteten i allmennlegetjenesten.

EY og Vista Analyse (2019) viste til at vikarbruk bryter kontinuiteten i lege-pasientforholdet, og har negativ påvirkning på kvalitet. Uavhengig av vikarenes dyktighet, kjenner de ikke pasientenes historikk. Konsulentselskapene fant at korte vikariater oftere fører til dårlig oppfølging av pasientene. Det er likevel ikke gitt at lange vikariater gir bedre kvalitet enn korte vikaropphold. Abelsen, Gaski og Brandstorp (2016b) fant at leger som er ute av praksis i lengre perioder, kan ha flere ulike vikarer i løpet av oppholdet. Basert på data fra 338 kommuner i 2014, fant forskerne at det ble benyttet 136 ulike vikarer fordelt på 61 hjemler under kommunenes ansvar (Abelsen et al., 2016b). Selv om det ikke er entydig hvordan varigheten av vikariatene påvirker kvalitet, er studiene samstemt om at vikarbruk bryter med kontinuitet.

Campbell et al. (2001) har studert forholdet mellom kvalitet og kontorstørrelse, målt ved antall leger. Med et utvalg på 60 engelske legekantor, fant forskerne at effektivt samarbeid mellom legene var avgjørende for å levere høy kvalitet. Forskerne fant ikke entydige svar på hvorvidt store eller små legekantor leverte best kvalitet, ettersom effekten av økt antall leger per kontor varierte med ulike kvalitetsmål. Det er derfor interessant å studere kontorstørrelse mot kvalitet i norske fastlegekantor, med de utvalgte kvalitetsmålene.

De viktigste funnene fra gjennomgangen av tidligere empiri om lønnsomhet, stordriftsfordeler og kvalitet, er oppsummert i tabell 3. Dersom empirien er i overensstemmelse, inkluderes kun én studie per moment i tabellen. Strides empirien om slutningene, inkluderes flere studier. Funnene i tabellen utgjør et viktig grunnlag når vi skal utforme hypoteser i analysen.

Tema	Moment	Forfattere	Omfang	Hovedfunn
Lønnsomhet	Spesialister	Legeregnskap (2018)	To tverrsnitt; 532 norske leger i 2016 og 167 leger i 2012	Lønnsomheten er høyere for spesialister i allmenmedisin
	Listelengde	Legeregnskap (2018)	To tverrsnitt; 537 norske leger i 2016 og 167 leger i 2012	Lønnsomheten øker med listelengden
	Kjønn	Claus & Hove (2020)	Tverrsnitt; 3 089 norske leger	Mannlige leger har høyere lønnsomhet enn kvinnelige leger
	Alder	Claus & Hove (2020)	Tverrsnitt; 4 787 norske leger	Lønnsomhet øker med legens alder frem til 66 år.
	e-konsultasjoner	Edwards et al. (2017)	Panel; 36 engelske legekantor og 400 000 pasienter	Høyere e-konsultasjonsandel øker kostnadene
		Accenture (2018)	Panel; Alle norske fastleger	e-konsultasjoner har et stort gevinstpotensial
Stordriftsfordeler	Leger per kontor	Pope & Burge (1996)	Tverrsnitt; 3 505 amerikanske leger	Urealiserte stordriftsfordeler. 5,2 leger per kontor er optimalt
		Kristensen et al. (2008)	Tverrsnitt; 327 danske legekantor	Urealiserte stordriftsfordeler. 5,7 leger per kontor er optimalt
	Konsultasjoner	Grytten et al. (2005)	Tverrsnitt; 2 306 norske leger	Stordriftsfordeler er ikke fremtredende
Kvalitet	Listelengde	Eide et al. (2016)	Tverrsnitt; 198 norske leger og 1 529 pasienter	Listelengde 901 – 1 300 gir best kvalitet
		Lawrence et al. (1990)	Panel; 45 engelske legekantor, 430 000 pasienter	Kort liste gir bedre kvalitet
	Spesialister	Tran et al. (2018)	Tverrsnitt; 277 norske leger og 10 082 pasienter	Kvalitet øker med spesialistandel
	Kontinuitet	Saultz & Abedaiwi (2004)	Litteraturstudie med 22 forskningsartikler	Kvalitet øker med kontinuitet
	Vikar	Abelsen et al. (2016b)	Tverrsnitt; 338 norske kommuner	Lengre vikariat gir større brudd på kontinuitet, som reduserer kvalitet

Tabell 3: Hovedfunn fra tidligere empiri

4.3 Oppsummering av teorigrunnlaget

I dette kapitlet er oppgavens teoretiske rammeverk og tidligere empiri gjennomgått. Samlet danner teorien grunnlag for utforming av hypoteser og videre analyse av lønnsomhet, stordriftsfordeler og kvalitet i norske fastlegekontor i kapittel 6.

For å forklare årsaker til lønnsomhetsvariasjoner bruker vi Porter og Rileys rammeverk om kostnadsdrivere. De to rammeverkene har flere likhetstrekk, og har begge til hensikt å forklare hva som driver kostnader i en bedrift. Hvilke kostnadsdrivere som er relevante avhenger ifølge Bjørnenak (2019) av bransje. Vi anser kostnadsdriverne *læring / erfaring*, *lokalisering*, *teknologi*, *samarbeid* og *stordriftsfordeler* som særlig relevante for norske fastlegekontor. Videre benytter vi teori om stordriftsfordeler av Pindyck og Rubinfeld (2009) når vi studerer om det er stordriftsfordeler i norske fastlegekontor.

I tillegg til de teoretiske rammeverkene presenterte vi tidligere empiri. Empirien baseres på norsk og internasjonal forskning om lønnsomhet, stordriftsfordeler og kvalitet i legekontor. De viktigste funnene fra empirien ble vist i tabell 3, og legger grunnlaget for utformingen av hypoteser i kapittel 6. I neste kapittel gjennomgår vi oppgavens datagrunnlag.

5. Datagrunnlag

I dette kapitlet presenterer vi oppgavens datagrunnlag. Innledningsvis presenteres de ulike datakildene, og kvaliteten ved disse. Deretter beskriver vi hvordan vi har rensset dataen, og påpeker problemer og endringer i datasettet. Til slutt går vi gjennom hvorfor vi har fjernet deler av datamaterialet, og oppsummerer dette i en tabell.

5.1 Introduksjon av datasettet

Datagrunnlaget er primært basert på tre datasett fra Helsedirektoratet: Kontroll og utbetaling av helserefusjoner (KUHR), Fastlegeregisteret og Basistilskudd for fastlegeordningen. Foruten disse datakildene, har vi hentet regnskapsdata fra Proff Forvalt, og demografiske data fra statistikkbanken til Statistisk sentralbyrå (heretter SSB).

Vi har blitt utdelt datamaterialet fra Helsedirektoratet med hjemmel i offentlighetsloven §3 (Offentleglova, 2006). Regnskapsdata fra Proff Forvalt er en betalt tjeneste som vi har tilgang til via biblioteket på NHH, mens demografisk data fra SSB ligger offentlig tilgjengelig. Alle datasettene er fremstilt som paneldata, hvilket betyr at vi kan følge fastlegekontorene over tid. Tidsperioden vi har tilgang til er fra 2014 til og med 2019, altså totalt seks år.

KUHR er en database som håndterer refusjonskrav fra behandlere og helseinstitusjoner til Helfo. Hver gang en pasient oppretter kontakt med sin fastlege, skriver fastlegen en regning med hva som har blitt gjort, og sender denne til Helfo (Helsedirektoratet, 2019). Disse regningene er grunnlaget for dataen som lagres i KUHR. I oppgaven har KUHR blitt benyttet for å lage en proxy på legekantorers inntekter, og for å få oversikt over antall konsultasjoner ved hvert respektive legekantor.

Basistilskudd for fastlegeordningen gir en oversikt over alle landets fastleger, deres drift, grunntilskudd og mottatt basistilskudd. Helfo administrerer beregning og rapportering av basistilskuddet på vegne av kommunene (Helfo, 2021). Datagrunnlaget inkluderer en rekke variabler, og har blitt benyttet både som del av inntektsproxyen, og for å analysere kvalitet og ulike variablers påvirkning på lønnsomhet.

Fastlegeregisteret gir en oversikt over alle norske fastleger og deres listeinnbyggere. Helfo er ansvarlig for å holde fastlegeregisteret oppdatert, og formålet med registeret er å støtte

administrasjonen av fastlegeordningen (Helsedata, 2021). I oppgaven har fastlegeregisteret blitt benyttet for å analysere legekantorenes vikarbruk i forbindelse med kvalitet.

Proff Forvalt er Proff AS sitt satsningsområde innenfor kreditt- og regnskapsinformasjon (Proff Forvalt, 2021). Databasen samarbeider tett med SSB, kredittselskapet Experian og Brønnøysundregistrene, og er en komplett database med regnskapstall for norske bedrifter. Med formål om å studere lønnsomheten i fastlegekontor har vi hentet ut regnskapsposter for bedrifter i Næringskoden 86.211, Allmenn legetjeneste.

SSB er underlagt Finansdepartementet, og har ansvar for å utarbeide og publisere offisiell statistikk i Norge (Regjeringen, 2019a). I oppgaven benytter vi tabellnummer 01222 fra statistikkbanken, som gir oversikt over innbyggertall i norske kommuner over tid (Statistisk sentralbyrå, 2021a).

5.2 Datagrunnlagets kvalitet

For å vurdere om analysens funn er generaliserbare, er det hensiktsmessig å evaluere kvaliteten ved datagrunnlaget. Oppgavens datagrunnlag baserer seg utelukkende på sekundærdata. Saunders et al. (2016) forklarer at sekundærdata er data som allerede er samlet inn av andre, for et annet formål enn hva vi undersøker i denne oppgaven. Selv om vi benytter sekundærdata, var dataen primærdata for kilden som utførte datainnsamlingen. Det innebærer at datamaterialet kan være utsatt for svakheter som er typiske for primærdata. Vi vil derfor vurdere dataens validitet og reliabilitet (heretter pålitelighet).

Validitet vil si at dataen måler det den har til hensikt å måle, og ikke andre forhold. Validiteten sier derfor noe om resultatenes gyldighet, og om dataen kan benyttes for å undersøke formålet med forskningen. Videre omhandler pålitelighet hvorvidt metodene i datainnsamlingen kan etterprøves av andre, og gi tilsvarende resultater. Påliteligheten er høy dersom tilfeldige feil i dataen er små, og pålitelighet sier derfor noe om datainnsamlingens nøyaktighet. Validiteten og påliteligheten i sekundærdata er gitt av metodene som er brukt for datainnsamlingen og av kilden. En vurdering av datakildene vil dermed kunne forklare validiteten og påliteligheten ved dataen. (Saunders et al., 2016)

Data fra offentlige organisasjoner, og store velkjente organisasjoner regnes for å være valide og pålitelige (Saunders et al., 2016). Vårt datagrunnlag er innhentet fra Helsedirektoratet, Proff Forvalt og SSB. Ettersom datakildene utgjør offentlige og store velkjente organisasjoner, vurderer vi dataens validitet og pålitelighet som god.

5.3 Datarensing

Datamaterialet vi fikk utlevert av Helsedirektoratet var utelukkende på legenivå. Ettersom vi er interessert i å undersøke legekantor, har det derfor vært nødvendig å omstrukturere dataen til kontornivå. Dette har vi gjort ved hjelp av funksjonen «bysort» i Stata. Data fra Proff Forvalt er ført på kontornivå, og data fra SSB på kommunenivå. Vi benyttet derfor ulike nøkler for å slå sammen datasettene. I det komplette datasettet bevares kun organisasjonsnummer og år for å identifisere de ulike observasjonene.

Flere av datasettene inkluderer en rekke variabler som er unødvendige for oppgaven. For å begrense støy og øke effektivitet i metoden, beholder vi kun de variablene som er relevante for analysen. Se tabell 27 i appendiks for oversikt over inkluderte variabler, fordelt på de ulike datakildene.

5.4 Problemer med datasettet

Da vi behandlet datasettet merket vi at registreringen i deler av det eldste datagrunnlaget var inkonsistent. Praksisnavnene fremstår som manuelt registrert i basistilskuddsdataene fra 2014 og 2015. Det er videre kun basistilskuddsdata fra 2020 som inkluderer både praksisnavn og organisasjonsnummer. Praksisnavn utgjør derfor en viktig nøkkel ved sammenslåing av basistilskuddsdataene. At praksisnavnene ikke var ført med samme nøyaktighet i 2014 og 2015 ble en utfordring, ettersom Stata tolker data med skriftlige ulikheter som unike individer.

For å sikre at legekantorene ble koblet til riktig organisasjonsnummer, gjennomførte vi en manuell rensning av 2014- og 2015-dataene. Mellomromsfeil, ulikheter i bokstavstørrelser samt inkludering og ekskludering av selskapsform i praksisnavnet ble korrigert for. Dersom praksisnavnet avvek utover dette, stilte vi kriterier om at kantorene kun skulle tildeles sitt respektive organisasjonsnummer dersom både telefonnummer og adresse samsvarte med 2020-dataene. Med strenge kriterier vil koblingene primært bli korrekte, men manuelt arbeid åpner likevel for mulige feilregistreringer.

Før sammenslåing med regnskapsdata fra Proff Forvalt, utgjorde datagrunnlaget 610 fastlegekontor basert på datasettene utlevert fra Helsedirektoratet. Fastlegekontorene var i hovedsak organisert som AS, DA eller ANS. Alle AS har regnskapsplikt, men DA og ANS har kun regnskapsplikt såfremt selskapet har minst 5 millioner i salgsinntekt, eller et snitt på minst 5 årsverk, i minimum to sammenhengende år (Brønnøysundregistrene, 2021). Mange av legekontorene er organisert som DA eller ANS, og vi har dermed kun regnskapsdata for et fåtall av disse.

Regnskapsmessige størrelser er sentralt for å svare på oppgavens forskningsspørsmål. Vi er derfor avhengige av at fastlegekontorenes regnskaper inngår i datagrunnlaget. Når regnskapsdataene slås sammen med resterende datagrunnlag, står vi igjen med 171 fastlegekontor. Disse har vi komplette regnskapsdata for i hele analyseperioden. Manglende regnskap hos de minste kontorene, strukturert som DA og ANS, er derfor utslagsgivende for oppgavens utvalgsstørrelse.

Selv om kontorene i utvalget har regnskapsplikt, er det ikke gitt at de har revisjonsplikt. Bedrifter med driftsinntekter under seks millioner kroner og gjennomsnittlig antall ansatte under 10 årsverk har ikke revisjonsplikt (Altinn, 2021). Det gjelder for mange av fastlegekontorene i utvalget. Claus og Hove (2020) viser derfor til at det er variasjon i hvordan norske fastlegekontor regnskapsfører. For å sikre at fastlegekontorene i utvalget er sammenlignbare, har vi gjennomført en manuell kontroll av regnskapene. Vi avdekket at enkelte kontor hadde svært høye personalkostnader. Vi mistenker at dette skyldes at fastlegene fører egen lønn som personalkostnader. Videre avdekket vi kontor med svært høye, eller lave andre driftskostnader. Dette kan skyldes legenes manglende kunnskap om regnskapsføring, eller at en andel av kontorenes kostnader er utelatt fra regnskapet. For å sikre at analysens resultater ikke drives av variasjon i regnskapsføring har vi fjernet enkelte legekontor. Fjerningen blir nærmere diskutert i kapittel 5.6.

Videre kan mangel på data om 8.2-avtaler utfordre målet om å analysere selvstendig næringsdrivende fastlegekontor. I slike avtaler beholder kommunen fastlegenes basistilskudd, mot at de dekker deler av legenes kostnader (Ipsos, 2018). Fastlegekontor med 8.2-avtaler kan derfor gi et lite sammenlignbart lønnsomhetsbilde. 8.2-avtaler er vanligst i kommuner med færre enn 5 000 innbyggere (Ipsos, 2018). I utvalget ligger kun to fastlegekontor i slike kommuner, og vi antar dermed at 8.2-avtaler ikke er fremtredende i vårt utvalg.

5.5 Endringer i datasettet

Registrering av data i basistilskudd for fastlegeordningen endret seg i analyseperioden. Fra 2016 har flere relevante dummy-variabler inngått i rapporteringen, deriblant informasjon om hvorvidt legene har gruppepraksis, fastlønn og deleliste.

Basert på Bustgaard (2019) sin definisjon om at gruppepraksis betegner to eller flere allmennleger med felles kontor, har vi konstruert variabelen gruppepraksis for årene 2014 og 2015. Ved å telle antall leger per kontor med Stata-kommandoen «Count», definerte vi legekantor med flere enn én lege som gruppepraksis. Videre anser vi ikke manglende data om fastlønn før 2016 som et problem, med antagelsen om at leger med fastlønnsavtale fra 2016 til 2019, også hadde tilsvarende avtale i 2014 og 2015. Delelister oppstår når en lege nær pensjonsalder deler fastlegelisten sin med en lege som skal overta listen (Legeforeningen, 2021b). Dette er en midlertidig ordning, som gjør at vi ikke kan estimere omfanget av delelister i 2014 og 2015.

Ved utlevering av fastlegeregisterdata, ble vi forklart at korte vikariater kun er blitt registrert de siste årene. Ved en kontroll av variabelen langs analyseperioden, finner vi et tydelig skille i føringen av vikarbruk fra 2016. I årene 2014 og 2015 er vikardata notert som helårs- eller ingen vikariat. Vi benytter vikarvariabelen på ulike måter i forskningsspørsmål 2 og 4. Hvordan vi forholder oss til vikarbruk i 2014 og 2015 forklares i de respektive forskningsspørsmålene.

Det har skjedd flere kommuneendringer i løpet av analyseperioden. Eksempelvis ble Stokke og Andebu en del av Sandefjord i 2017 (Statistisk sentralbyrå, 2017). Kommunenumrene i Nord- og Sør-Trøndelag ble også endret etter fylkessammenslåingen i 2018 (Regjeringen, 2019b). Vi har derfor foretatt en manuell kontroll ved sammenslåing av demografisk data fra SSB med basistilskuddsdata. Vi har paneldata, som betyr at kommunenumrene oppdateres årlig i begge datasettene. Dermed utgjør ikke endringer i kommunenummer et problem ved sammenslåing.

5.6 Fjerning av data

I dette delkapittelet vurderer vi om deler av datagrunnlaget bør fjernes. Vi gjennomgår mulige feilregistreringer i datasettet, misvisende føringer i regnskaper og påser at utvalget utelukkende omfatter selvstendig næringsdrivende fastlegekontor. Hensikten er å stå igjen med et representativt utvalg.

Da vi omstrukturerte basistilskuddsdataen fra individnivå til legekontornivå, konstruerte vi variabelen antall leger per kontor. Tilsvarende variabel er oppført i Fastlegeregisteret. Vi sammenlignet derfor de to variablene, for å undersøke om det var registreringsfeil i vårt estimat. Ti av fastlegekontorene hadde ulikt antall leger per kontor i mer enn ett år. Størrelsesmål utgjør en viktig variabel for oppgavens forskningsspørsmål, og vi fjernet derfor disse ti kontorene.

Variasjon i regnskapsføring blant fastlegekontorene har gjort det nødvendig å fjerne enkelte kontor. Det gjelder tilfeller hvor regnskapsføringen fremstår feilaktig sammenlignet med hovedbestanddelen av legekontorene. Vi har fjernet tre kontor som ikke har kostnader, fordi vi anser dette som manglende regnskap. Videre tilsvarende driftsresultatet legenes lønnsgrunnlag med vår inntektsproxy. Vi fjernet derfor tre kontor hvor totale driftskostnader utgjorde mer enn 100 prosent av inntektene. Det ville gjort at legene satt igjen med negativ lønn, noe vi anser som urimelig. Vi fjernet også tre kontor hvor andre driftskostnader utgjør mindre enn 100 000 kroner. Ettersom andre driftskostnader blant annet skal dekke husleie, strøm og IT-kostnader, anser vi så lave andre driftskostnader som lite representative.

Videre har vi fjernet fastlegekontor hvor personalkostnadene utgjør mer enn 55 prosent av inntektene fra vår proxy. Med vår tilnærming skal personalkostnader dekke fastlegekontorenes hjelpepersonell, og ikke reflektere legenes lønn. Dersom personalkostnadene er svært høye, mistenker vi at de inkluderer legenes lønn. En øvre grense for personalkostnader på 55 prosent av inntektene fjerner legekontorene hvor sannsynligheten er størst for at legene har ført egen lønn i personalkostnadene. Med denne grensen ble elleve kontor fjernet.

Ettersom vi er interessert i selvstendig næringsdrivende fastlegekontor, ekskluderer vi kontor med én eller flere fastlønnede leger. Leger med fastlønn har individuelle avtaler med en kommune, og er ikke dekket av fastlegeavtalen på samme måte som næringsdrivende leger (Claus & Hove, 2020). I datagrunnlaget utgjorde dette fire legekontor.

Vi ønsker at antall leger skal representere antall legeårsverk, for å kunne sammenligne kontorstørrelser målt i antall leger per kontor. Vi har ikke informasjon om hvorvidt legene arbeider fulltid, og bruker derfor listelengde som en tilnærming for å forklare legenes stillingsbrøk. Hasvold (2000) estimerer at et legeårsverk tilsvarer om lag 1 100 listeinnbyggere. Det er stor spredning i størrelsesmålet for legene i vårt utvalg; fra 442 til 2 151. Nasjonalt gjennomsnitt lå i 2019 på 1 089 listeinnbyggere, men kortere lister er vanlig i små kommuner (Helsedirektoratet, 2018; Gaardsrud, 2020). For å kunne sammenligne legekantor på tvers av hele befolkningen, setter vi grensen for listeinnbyggere noe lavere enn hva Hasvold foreslår. Vi ønsker ikke å fjerne noen som i realiteten er gjennomsnittlige, og vi benytter oss derfor av en nedre grense på 800 listeinnbyggere per lege. Da fjernes fem kontor.

Foruten overnevnte endringer, kunne det også vært nødvendig å fjerne fastlegekantor med deleliste fra datagrunnlaget. Delelister oppstår når en lege nær pensjonsalder deler sin fastlegeliste med en lege som skal overta listen (Legeforeningen, 2021b). Selv om ordningen kan medføre spesielle vilkår, har vi valgt å beholde legekantor med deleliste. Få legekantor har deleliste gjennom analyseperioden, og vi mangler data for variabelen i 2014 og 2015. For å ta stilling til at kontor med deleliste har to leger per fastlegeliste, ekskluderer vi fastlegekantor med delelister i robusthetsanalysen i forskningsspørsmål 2.

Grunnlag for fjerning	Fjernede kontor	Kontor i utvalget
Sammenslått datagrunnlag	-	171
Avvik mellom antall leger i basistilskudd og fastlegeregisteret	10	161
Kontorer uten kostnader	3	158
Kontor med totale driftskostnader > 100% av inntektene	3	155
Kontor med andre driftskostnader < NOK 100 000	3	152
Lønnskostnad > 55% av inntektene	11	141
Legekantor med fastlønnede leger	4	137
Antall listeinnbyggere per lege < 800	5	132

Tabell 4: Fjerning av data

5.7 Oppsummering av datagrunnlaget

Etter fjerning av observasjoner sitter vi igjen med et datasett som inneholder 132 av opprinnelig 171 fastlegekantor. Vi følger legekantorene over seks år, som gir oss 792 observasjoner. Alle observasjonene er identifisert med organisasjonsnummer som nøkkel, og har en rekke variabler som omfatter regnskapsposter og karakteristika ved legekantoret. Datainnhentingene er gjort fra henholdsvis Helsedirektoratet, Proff Forvalt og SSB, og vi anser derfor dataen som valid og pålitelig. Det sammenslåtte og behandlede datasettet benyttes i den følgende analysen, som fremlegges i oppgavens neste kapittel.

6. Analyse

I dette kapittelet vil vi benytte de presenterte metodene, teoriene og kunnskapen fra tidligere empiri om lønnsomhet, stordriftsfordeler og kvalitet i legekantor for å svare på oppgavens fire forskningsspørsmål. Kapittelet består av fire deler, hvor hver del har til hensikt å besvare hvert sitt forskningsspørsmål.

6.1 Analyse av forskningsspørsmål 1

Hvordan er lønnsomhetsnivået i norske fastlegekantor?

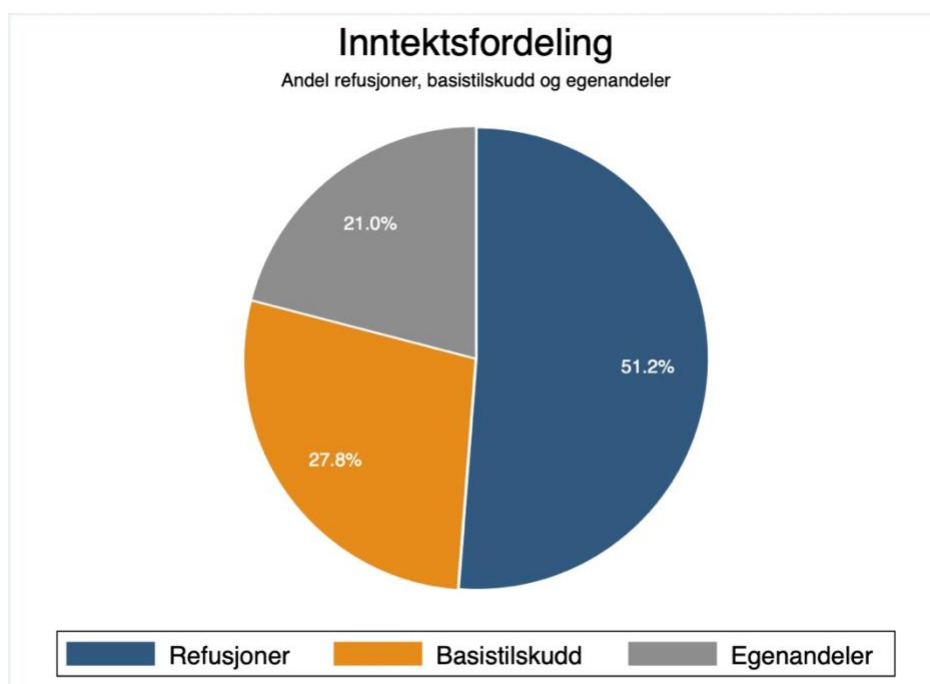
For å besvare forskningsspørsmålet konstruerer vi først en inntektsproxy, og studerer ulike forhold ved fastlegekontorenes inntekter. Deretter gjør vi en common size analyse for å se hvor store de ulike kostandspostene er i forhold til inntektene. Til slutt benytter vi driftsmargin som lønnsomhetsmål, for å studere fastlegekontorenes lønnsomhetsnivå i analyseperioden. Vi ser både på hvordan lønnsomheten er samlet i perioden, og hvordan den varierer mellom kontor og over tid.

Legeregnskap (2018) og Claus og Hove (2020) har vist at lønnsomheten varierer på legenivå. Vi antar derfor at det er lønnsomhetsforskjeller på tvers av legekantorene i utvalget. Videre antar vi at gjennomsnittlig lønnsomhet i fastlegebransjen varierer lite over tid, ettersom fastlegebransjen er et regulert marked.

Fastlegekontorenes inntekter

For å analysere lønnsomheten i norske fastlegekantor har det vært nødvendig å konstruere en inntektsproxy. Som forklart i kapittel 2, skyldes dette at legenes inntekt følger legene personlig, og dermed ikke inngår i legekantorets resultatregnskap. Inntektsposten vi har hentet fra resultatregnskapet, reflekterer i hovedsak beløp som er overført fra legene selv for å dekke alle legekantorets kostnader. For oppgavens formål erstatter vi inntektsposten fra regnskapet med den konstruerte inntektsproxyen.

Inntektsproxyen er basert på legenes basistilskudd, refusjoner og egenandeler betalt av pasientene. De tre inntektskomponentene utgjør hovedbestanddelen av inntektene som følger av aktivitet ved et fastlegekantor. Figur 1 gir en oversikt over komponentenes gjennomsnittsstørrelser for de ulike legekantorene i analyseperioden, som andel av totale inntekter.



Figur 1: Inntektsfordeling – kontorene i utvalget

For å evaluere proxyens troverdighet, kan den sammenlignes med et lignende estimat gjort av Menon Economics (2018, s. 18). De viser at fastlegene har en fjerde inntektskomponent kalt særskilte tilskudd, som utgjør 2 prosent av inntektene. Tilskuddet inkluderer ifølge EY og Vista Analyse (2019) erklæringer og attester betalt av pasient eller forsikringsselskap. Vi har ikke tilgang til legenes inntekter fra særskilte tilskudd. Vi har derfor justert Menon Economics sitt estimat ved å fjerne særskilte tilskudd. I tabell 5 sammenligner vi Menon Economics sitt estimat med vår proxy.

Inntektskomponenter	Inntektsproxy	Menon Economics (justert)	Differanse
Refusjoner	51,2 %	54,1 %	- 2,9 %
Basistilskudd	27,8 %	25,5 %	+ 2,3 %
Egenandel	21,0 %	20,4 %	+ 0,6 %
Totalt	100%	100,0 %	-

Tabell 5: Fordelingen av fastlegers inntekter

Tar vi bort særskilte tilskudd i Menon Economics sitt inntektsestimat utgjør legenes refusjoner 54,1 prosent, basistilskudd 25,5 prosent og egenandeler 20,4 prosent av samlet inntekt. Sett opp mot Menon Economics sine estimater, utgjør refusjonene en 2,9-prosentpoeng mindre andel i vår proxy. Videre utgjør basistilskudd og egenandeler henholdsvis 2,3 og 0,6 prosentpoeng større andeler i vår proxy. Avvikene kan skyldes at Menon Economics studerer gjennomsnittsstørrelser for fastleger på individnivå i ett år, mens vi studerer gjennomsnittsstørrelser for legekantor over tid. Justert for særskilte tilskudd, er differansene mellom våre og Menon Economics sine estimater små. Vi anser derfor inntektsproxyen som representativ for analyse av lønnsomheten i norske fastlegekantor.

Hvordan inntektene fordeles mellom de tre ulike komponentene kan si noe om hvor store andeler av inntektene som er faste og variable. Refusjoner og egenandeler er variable komponenter som er gitt av antall konsultasjoner og av type utførte behandlinger. Vi ser av figur 1 at disse komponentene har størst betydning for inntektene i norske fastlegekantor. Den faste komponenten er basistilskuddet, og er gitt av listelengden.

Legene kan styre egen listelengde, men ikke antall konsultasjoner. Konsultasjoner er gitt av etterspørselen blant listeinnbyggerne på legens liste. Dersom sammensetningen av listeinnbyggerne har betydning for antall konsultasjoner, vil den også ha betydning for de variable inntektskomponentene, som var størst i figur 1. For å studere hvordan andelene av faste og variable inntekter varierer på tvers av fastlegekantorene i utvalget, benytter vi variabelen konsultasjoner per listeinnbygger i tabell 6.

	N	Min	Snitt	Median	Maks	St. avvik
Antall konsultasjoner/ antall listeinnbyggere	132	1.58	2.40	2.32	3.66	0.41

Tabell 6: Deskriptiv statistikk – etterspørsel etter konsultasjoner

Tabellen viser at det er stor spredning i hvor mange konsultasjoner som ble etterspurt av fastlegekantorenes listeinnbyggere. Legekantoret med lavest etterspørsel har 1,58 konsultasjoner per listeinnbygger, mot 3,66 hos legekantoret med høyest etterspørsel. Fastlegekantoret med flest konsultasjoner per listeinnbygger vil få en relativt større andel refusjoner og egenandeler enn kontoret med færrest antall konsultasjoner per listeinnbygger. Det indikerer at det er stor spredning i hvordan den faste og de variable inntektskomponentene fordeler seg på tvers av kantorene.

Statistisk sentralbyrå (2020b) viser at etterspørselen etter konsultasjoner øker med alder frem til listeinnbyggerne er 89 år. Det impliserer at legekantoret med 3,66 konsultasjoner per listeinnbygger har flere eldre på sine fastlegelister, enn kantoret med 1,58 konsultasjoner per listeinnbygger. Fastlegekantoret med høyest andel variable inntekter, og flest konsultasjoner per listeinnbygger, kan derfor ha flere eldre på sine fastlegelister. En årsak til variasjon i etterspørselen etter konsultasjoner kan derfor skyldes karakteristika ved listeinnbyggerne.

Common size analyse

Videre har vi gjort en common size analyse basert på inntektsproxyen og kostnadsposter fra Proff Forvalt. Formålet er å få en oversikt over hvor store de ulike kostnadspostene er i forhold til inntektene. Som nevnt i kapittel 3 kan analyseteknikken benyttes for å avdekke de største kildene til lønnsomhetsvariasjon i en bransje. Ved å inkludere både gjennomsnitt og median er det mulig å se hvorvidt gjennomsnittet er påvirket av ekstremverdier.

Regnskapsdata fra Proff Forvalt gir innsikt i legekantorenes varekostnader, personalkostnader, avskrivninger og andre driftskostnader. Informasjon om hva som inngår i de ulike kostnadspostene, har vi tilegnet oss gjennom dialog med lederen i Hordaland legeförening, Gunnar Ramstad. Han har drevet fastlegekantor i Fana i over 30 år, og har sammen med Bent Folkvord laget kurset “Emnekurs i praksisdrift” (Allmennlegeföreningen, 2018). Kurset har som formål å lære fastleger om praksisdrift og økonomi, og Ramstad har derfor svært god innsikt i fastlegers regnskapsposter.

Ramstad forklarte at personalkostnader inkluderer lønn, pensjon og arbeidsgiveravgift til hjelpepersonell. Videre inkluderer andre driftskostnader blant annet husleie, strøm, vedlikehold, venteromslitteratur, IT-kostnader, samt leie av maskiner, inventar og transportmidler. Varekostnader er typisk forbruksmateriell som benyttes under konsultasjoner, mens avskrivninger primært er knyttet til inventar og utstyr.

Hvilke kostnadsposter som bør anses som faste og variable, er diskutert med Ramstad. Varekostnader drives utelukkende av antall konsultasjoner og anses som variable kostnader. Fastlegekantor har lite fleksibilitet i personalkostnader, husleie, strøm og avskrivninger. Derfor anses personalkostnader, andre driftskostnader og avskrivninger som faste kostnader i den videre analysen.

	N	Min	Snitt	Median	Maks	St. avvik
Varekostnader	132	0.00	0.04	0.04	0.21	0.03
Personalkostnader	132	0.12	0.23	0.22	0.48	0.06
Avskrivninger	132	0.00	0.01	0.01	0.14	0.01
Andre driftskostnader	132	0.05	0.17	0.17	0.33	0.05
Driftsmargin	132	0.13	0.55	0.57	0.72	0.10

N = 132 fordi tabellen er basert på kontorenes snittverdier i analyseperioden

Tabell 7: Common size analyse

Personalkostnader er fastlegekontorenes største kostnadspost. De utgjør i snitt 23 prosent av inntektene og varierer mellom 12 og 48 prosent. Det indikerer at bransjen er arbeidsintensiv, og samsvarer med Bjørnenak (2019) sin forklaring om at bedrifter i tjenesteytende sektor vanligvis har høye personalkostnader. Videre er medianens avvik fra gjennomsnittet lavt, som indikerer at gjennomsnittet ikke påvirkes av ekstremverdier.

Kostnadsvariasjonen er trolig knyttet til sammensetning av ansatte, altså hvor mange hjelpepleiere et fastlegekontor har i forhold til antall leger. Ramstad forklarte at en fastlege i snitt har behov for 0,7 hjelpepleierårsverk. Et legekantor med én lege og én fulltidsansatt hjelpepleier vil således ha relativt høye personalkostnader i forhold til et legekantor med tre leger og to hjelpepleiere. Foruten personalsammensetning kan kostnadsforskjellene skyldes lønnsnivå, pensjonsbetingelser eller sykefravær.

Andre driftskostnader er den nest største kostnadsposten for fastlegekontorene, og inkluderer blant annet husleie, strøm og IT-kostnader. I likhet med personalkostnadene, viser tabell 7 at det er store variasjoner i nivået av andre driftskostnader blant kontorene i utvalget. Som nevnt i kapittel 2, er det vanlig at fastlegekontor leier lokalene de benytter. At andre driftskostnader kun utgjør 5 prosent av inntektene i kontoret med lavest andre driftskostnader kan bety at kontoret eier egne lokaler. Det koster og eie, men kostnaden reflekteres i avskrivningene og i finanskostnadene ved gjeldsfinansiering. Finanskostnader er en regnskapspost vi har valgt å holde utenfor oppgaven. Ellers kan lokasjon, fasiliteter, utstyr og vedlikehold være kilder til variasjon.

Av tabell 7 ser vi at varekostnader i snitt utgjør fire prosent av driftsinntektene, og varierer mellom 0 og 21 prosent. Variasjonen kan skyldes at legekantor med høyere varekostnader gjennomførte flere konsultasjoner som krever bruk av typisk forbruksmateriell som sprøyter,

spiral, kateter, vaksiner, ortoser, bandasjer eller annet. Ulik regnskapsføring kan også være en kilde til variasjon i varekostnadene. Ellers er median og gjennomsnitt likt, som betyr at varekostnadenes gjennomsnitt ikke påvirkes av ekstremverdier.

Avskrivninger utgjør en liten andel av inntektene. Mange legekantor leier både lokale og utstyr. Det gjør at fastlegekontorene har en lav andel varige driftsmidler, og følgelig blir kostnadene til avskrivninger små.

Nederst i tabell 7 ser vi at gjennomsnittlig driftsmargin er 55 prosent. For å oppnå bedre driftsmargin kan det, i henhold til «Willie Sutton regelen», være hensiktsmessig å redusere både personalkostnader og andre driftskostnader. Det kan likevel presiseres at legekantorene ikke fritt kan kutte kostnader, gitt målet om å levere tjenester av god kvalitet til rett tid (Forskrift om fastlegeordning i kommunene, 2012, §1).

Tabellen viser dessuten at det foreligger en betydelig variasjon i driftsmargin på tvers av de ulike fastlegekontorene. Basert på minimum- og maksimumsverdiene har legekantoret med lavest lønnsomhet en gjennomsnittlig driftsmargin på 13 prosent i analyseperioden, mot 72 prosent hos det mest lønnsomme kontoret. Det gjør det interessant å studere hvorfor lønnsomheten varierer på tvers av legekantorene i forskningsspørsmål 2.

Valg av lønnsomhetsvariabel

For å analysere lønnsomheten i fastlegekontorene bruker vi driftsmargin som lønnsomhetsvariabel. Kaldestad og Møller (2016) forklarer at bransjesnitt og -median av driftsmargin utgjør interessante mål for å vurdere lønnsomhet over tid, og på tvers av selskaper i samme bransje. Driftsmarginen reflekterer driftsresultatet målt i prosent av inntektene, og formelen er gitt ved:

$$\text{Driftsmargin} = \frac{\text{Driftsresultat}}{\text{Inntekter}}$$

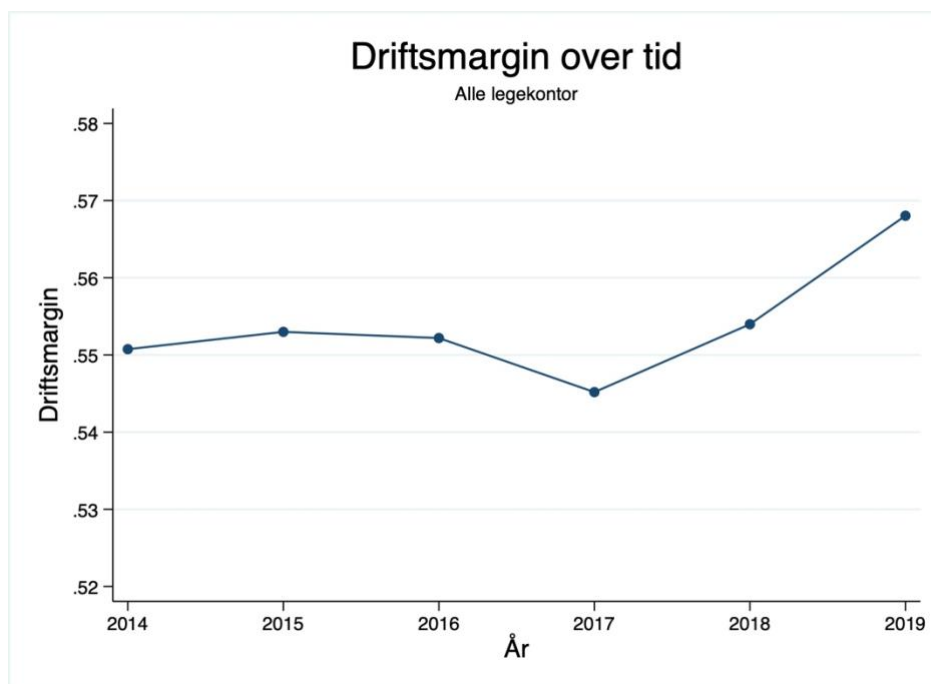
Formel 9: Driftsmargin (Kaldestad & Møller, 2016, s.90)

Driftsmarginen viser andelen av inntektene, fratrukket driftskostnader inklusive avskrivninger, som gjenstår til å dekke rentekostnader og skatt, og til slutt utgjøre et akseptabelt overskudd (Visma, 2017). Ettersom driftsmargin tar høyde for alle driftsrelaterte kostnader, anser vi det som et fornuftig måltall for å studere lønnsomheten ved fastlegekontordrift. Hva som er et akseptabelt overskudd, avhenger av bransjen. For

legekantor er overskuddet grunnlaget for fastlegenes lønn, og common size analysen viste at driftsmargin i gjennomsnitt er 55 prosent i vårt utvalg.

Fastlegekontorenes lønnsomhet

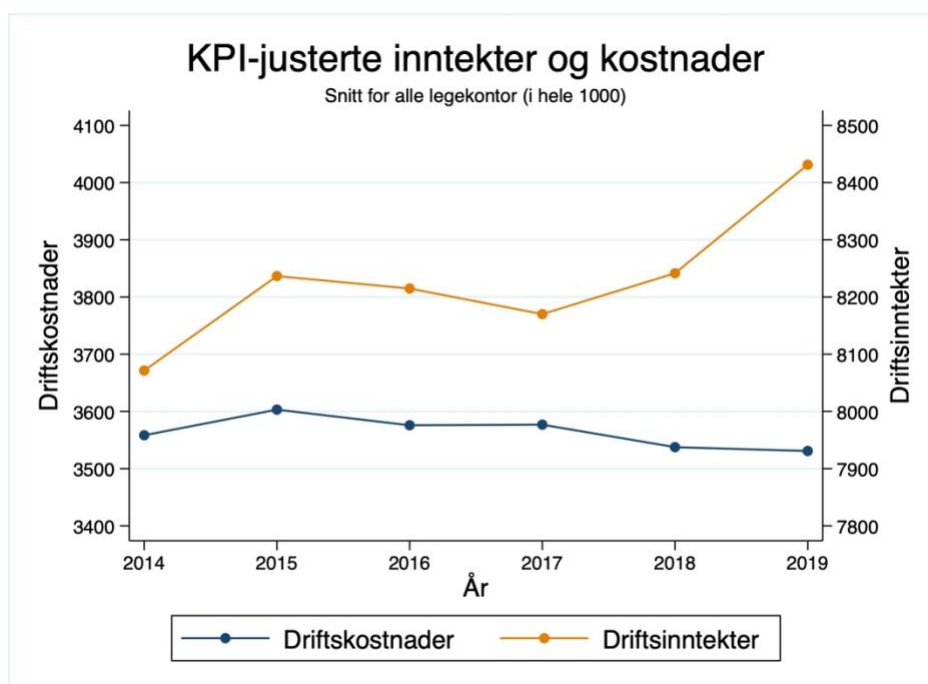
Common size analysen viste et samlet bilde av lønnsomheten i utvalget gjennom analyseperioden. Ettersom vi har observasjoner for de ulike kontorene over en seksårsperiode, kan vi studere hvordan lønnsomheten har utviklet seg over tid. Dette er illustrert i figur 2.



Figur 2: Driftsmargin over tid – alle legekantor i utvalget

Figur 2 viser at lønnsomheten er relativt stabil i analyseperioden. Det er trolig et resultat av at fastlegekontorene opererer i et marked med regulerte priser, hvor kommunene har ansvar for å tilrettelegge tilbudet for å dekke etterspørselen etter legetjenester. Vi observerer likevel en liten nedgang i 2017, før driftsmarginen tar seg opp igjen i 2018 og 2019.

For å studere om utviklingen vi observerer drives av kostnads- eller inntektssiden, har vi foretatt en KPI-justering av absolutte kronestørrelser over tid. KPI-justeringen har 2015 som basisår, og er basert på konsumprisindeksen fra tabell 08981 i Statistisk sentralbyrå (2021b) sin statistikkbank. Figur 3 viser KPI-justerte driftskostnader og driftsinntekter. Venstre y-akse er referanse for driftskostnadene, mens høyre y-akse er referanse for driftsinntektene. Det er altså ulik skala for de to variablene.



Figur 3: Driftskostnader og driftsinntekter per kontor i utvalget

Vi ser at driftskostnadene er svakt fallende, og varierer lite over tid. På den andre siden har fastlegekontorenes inntekter økt med 4,5 prosent gjennom analyseperioden. Utviklingen i driftsmargin som vi observerte i figur 2 kan derfor hovedsakelig forklares av inntektene.

Det er flere forhold som kan forklare utviklingen i inntektene. Et forhold er tilfeldig støy, som er vanskelig å estimere. Et annet kan være endringer i takstene og basistilskuddet. Undersøkelser viser likevel at disse endringene følger inflasjonen tett i analyseperioden (Legeforeningen, 2017; Legeforeningen 2019b). Et tredje forhold kan være endret kontorstørrelse og aktivitetsnivå. Tabell 8 viser endringer over tid for antall leger per kontor, listeinnbyggere, konsultasjoner og monetære mål. Deskriptiv statistikk for de ulike variablene er vedlagt i tabell 28 i appendiks.

	2014	2015	2016	2017	2018	2019	Snitt
Konsultasjoner/ kontor	12013	12124	12062	12034	12091	12367	12115
Listeinnybyggere/ kontor	5078	5160	5165	5143	5155	5178	5146
Konsultasjoner/ listeinnbygger	2.41	2.40	2.39	2.38	2.38	2.43	2.40
Leger/ kontor	3.97	4.01	4.04	4.06	4.12	4.19	4.06
Konsultasjoner/ lege	3153	3176	3167	3137	3088	3101	3137
Listeinnybyggere/ lege	1313	1323	1322	1312	1293	1275	1306
KPI-justerte inntekter/ lege	2108	2143	2134	2104	2082	2095	2111
KPI-justerte kostnader/ lege	938	945	935	940	914	893	927
KPI-justert resultat/ lege	1170	1198	1199	1163	1168	1202	1183

*KPI-justerte tall i hele tusen (2015 er basisår)
Gjennomsnittstørrelser for utvalgets 132 fastlegekontor*

Tabell 8: Endringer i kapasitet og resultatmål over tid

Av tabell 8 finner vi at antall konsultasjoner og antall listeinnbyggere per kontor har økt med henholdsvis 3 prosent og 2 prosent i analyseperioden. Variablene er viktige størrelser for fastlegekontorenes inntekter, og forklarer henholdsvis de variable og den faste inntektskomponenten. Det antyder at økningen vi observerer i variablene kan forklare en betydelig del av inntektsøkningen på 4,5 prosent i perioden fra figur 3.

Økningen i listelengde og antall konsultasjoner skyldes trolig utviklingen i antall leger per kontor. Flere leger per kontor øker kapasiteten på kontoret og tillater kontorene å utføre flere konsultasjoner. Av tabell 8 ser vi at antall leger per kontor øker fra 3,97 til 4,19 i analyseperioden. Utviklingen er særlig fremtredende fra 2017 til 2019, hvor kontorene øker fra 4,06 til 4,19 leger per kontor. Dette kan derfor være en årsak til økte inntekter i analyseperiodens siste to år. Utviklingen i antall konsultasjoner fra 2018 til 2019 kan videre skyldes økningen i antall konsultasjoner per listeinnbygger, som var 2,43 i 2019 mot 2,38 i 2014. Dermed kan inntektsutviklingen vi observerer både skyldes økt antall leger per kontor og økt etterspørsel etter legetjenester fra listeinnbyggerne.

Selv om tabell 8 viser at listelengden øker på kontornivå, kan vi se at listelengden per lege faller i analyseperioden. Legenes inntekter og antall konsultasjoner er likevel stabile over tid. Det kan skyldes samhandlingsreformen. Som forklart i kapittel 2 er reformens formål at en større del av behandlingen i helsevesenet skal behandles av primærhelsetjenesten. Det

innebærer at legene utfører flere typer behandlinger på pasientene sine nå enn før, og må derfor øke tilbudet sitt av konsultasjoner.

At legenes listelengde er redusert samtidig som antall konsultasjoner er opprettholdt, viser at legene har tilpasset seg den økte arbeidsmengden per listeinnbygger. Sett opp mot Porters kostnadsdrivere kan utviklingen vi observerer tyde på at kapasitetsutnyttelsen er uendret, selv om listelengden per lege har falt. Dette er interessant ettersom vi forutsetter full kapasitetsutnyttelse i forskningsspørsmål 3.

Tabell 8 viser videre at kostnadene per lege er fallende i analyseperioden. Det sammenfaller med Porters kostnadsdriver, om at samarbeid kan være kilde til kostnadsreduksjoner gjennom deling av administrative tjenester. Med et økende antall leger per kontor i analyseperioden vil kostnadene kunne fordeles på flere leger. Om antallet leger per kontor viser seg å være kilde til stordriftsfordeler, vil undersøkes senere i oppgaven.

Tabellen viser også at hver lege i utvalget i gjennomsnitt sitter igjen med 1 183 000 i 2015 kroner. Beløpet representerer legenes lønnsgrunnlag før finansposter og skatt. Til sammenligning fant Claus og Hove (2020), at norske fastleger i snitt hadde et driftsresultat på 1 263 000 kroner, justert for inflasjon med 2015 som basisår. En årsak til avviket kan være at vi beregner et snitt over seks år, mens Claus og Hove (2020) kun studerer driftsresultatet i 2018. Forskerne inkluderer dessuten fastlegers inntekter tjent utover fastlegevirksomhet, som vi ikke tar hensyn til i denne oppgaven. At avviket er lite antyder at legene på kontorene i utvalget har nært all sin inntekt gjennom fastlegevirksomhet. Det kan bety at forutsetningen om fulltidsansatte leger holder.

Oppsummering av forskningsspørsmål 1

I dette delkapittelet har vi benyttet driftsmargin for å studere lønnsomhetsnivået i norske fastlegekontor. For å analysere lønnsomheten måtte vi konstruere en inntektsproxy basert på basistilskuddet, refusjonene og egenandelene til legene ved hvert respektive kontor. Et tilsvarende estimat fra Menon Economics, viste at de tre inntektskomponentene utgjorde 98 prosent av fastlegenes inntektsgrunnlag. Proxyen er derfor egnet for å studere lønnsomhet i norske fastlegekontor.

Fastlegekontorenes kostnader ble studert gjennom en common size analyse. Analysen viser hvor store de ulike kostnadspostene er som andeler av inntektene. Vi fant at personalkostnader

utgjorde den største, og andre driftskostnader den nest største kostnadsposten for fastlegekontorene. Gjennomsnittsstørrelsene for de to kostnadspostene var henholdsvis 23 og 17 prosent relativt til inntektene i analyseperioden.

Videre fant vi at gjennomsnittlig driftsmargin for kontorene i analyseperioden var 55 prosent. Driftsmarginen var stabil over tid, men økte til 57 prosent i 2019. For å undersøke om utviklingen ble drevet av inntekter eller kostnader foretok vi en KPI-justering med 2015 som basisår. Vi fant at kontorenes KPI-justerte kostnader var svakt fallende i analyseperioden, og at utviklingen i driftsmargin hovedsakelig kunne forklares av inntektene. Økningen i inntekter skyldtes primært økt antall konsultasjoner og økt antall listeinnbyggere per kontor.

Samlet viste analysen at gjennomsnittlig driftsmargin for utvalgets 132 fastlegekontor var 55 prosent i analyseperioden, og at lønnsomheten var stabil over tid. Gjennomsnittlig driftsmargin varierte mellom 13 og 72 prosent på tvers av legekontorene. Det er derfor interessant å studere hva som kan forklare lønnsomhetsvariasjonene i neste delkapittel.

6.2 Analyse av forskningsspørsmål 2

Hvilke variabler kan forklare lønnsomhetsvariasjonene i bransjen?

For å besvare dette forskningsspørsmålet benyttes de to regresjonsmetodene Ordinary Least Squares (OLS) og Faste effekter (FE). Som presentert i metodekapittelet kan OLS-regresjon bidra til å forklare hva som driver lønnsomhetsvariasjon på tvers av fastlegekontor, mens FE-regresjon kan svare på hva som driver lønnsomhetsvariasjon innad i et fastlegekontor over tid. Innledningsvis i dette delkapittelet presenteres variablene som benyttes i analysen, samt antagelser om hvordan variablene påvirker lønnsomheten i bransjen. Deretter presenteres OLS- og FE-regresjoner for å studere om antagelsene våre stemmer, og til slutt gjennomføres robusthetsanalyser.

Valg av variabler

I regresjonsmodellene i dette forskningsspørsmålet benyttes *driftsmargin* som avhengig variabel. Som nevnt i delkapittel 6.1 er driftsmargin et velegnet måltall for å sammenligne lønnsomhet mellom bedrifter i samme bransje. Gjennom undersøkelse av uavhengige variablers påvirkning på driftsmargin, kan vi trekke slutninger om hvilke variabler som kan forklare lønnsomhetsvariasjonene som vi avdekket i forskningsspørsmål 1.

Basert på tilgjengelig datagrunnlag, tidligere empiri, og teori benytter vi seks uavhengige variabler i analysen. Variablene tar for seg kontorstørrelse, erfaring, kjønn, spesialisering i allmenntidmedisin, listelengde og e-konsultasjoner. I tillegg benyttes kommunestørrelse og vikarbruk som kontrollvariabler, og vi kontrollerer for årseffekter ved hjelp av tidsdummyer. Kontrollvariabler inkluderes i modellene for å sikre at sammenhengene vi finner mellom de uavhengige variablene og driftsmargin ikke kommer av faktorer som holdes utenfor modellen (Dahlum, 2014). I det følgende presenteres først de uavhengige variablene, og våre antagelser om hvordan de påvirker fastlegekontorenes driftsmargin. Deretter presenteres kontrollvariablene.

For å kontrollere for kontorstørrelse benyttes variabelen *antall leger per kontor*. Tidligere empiri om kontorstørrelse og lønnsomhet av Kristensen et al. (2008) og Pope og Burge (1996) viser at økt antall leger per kontor har positiv effekt på lønnsomhet. Videre fremgår det av Pindyck og Rubinfeld (2009), at enhetskostnadene i en bedrift er fallende med økt produksjonsvolum. Vi antar derfor at større legekantor er mer lønnsomme enn solopraktiserende legekantor. Vi antar videre at effekten på driftsmargin er større ved å gå fra én til to leger per kontor, enn fra sju til åtte. Som konsekvens studeres variabelen på logaritmeform.

Videre studerer vi hvordan legekantorenes erfaringsnivå påvirker driftsmargin. Variabelen *erfaring* viser antall år fastlegene på et kontor har hatt avtale med en kommune om deltakelse i fastlegeordningen. For å gjøre variabelen størrelsesuavhengig benyttes *erfaring per lege*. Claus og Hove (2020) har gjennomført en studie som fremmer at driftsmargin øker frem til legene fyller 66 år. Videre viser Porters kostnadsdriver *læring*, og Rileys kostnadsdriver *erfaring*, at man over tid kan effektivisere aktiviteter og oppnå kostnadsreduksjon. Ved å anta at leger med lang erfaring er eldre enn leger med kort erfaring, tror vi at økt erfaring har positiv effekt på fastlegekontorenes driftsmargin.

For å kontrollere for kjønn, benyttes variabelen *andel menn*. Dette er en størrelsesuavhengig variabel som varierer mellom 0 og 1. EY og Vista Analyse (2019) forklarte at kvinnelige fastleger har kortere arbeidsdager, og er mer hjemme ved sykdom hos eget barn. Videre viste forskning av Claus og Hove (2020) at mannlige leger både hadde høyere inntekter, kostnader og lønnsomhet relativt til kvinnelige leger. Samlet antar vi derfor å finne at kontor med høy andel menn har høyere driftsmargin.

Den fjerde variabelen vi ønsker å studere er *andel spesialister*. Når en allmennlege blir spesialist øker den variable inntektskomponenten som følge av høyere refusjonstakster. Forskning av Kwietniewski et al. (2016) viste at spesialister har signifikant høyere kostnader enn ikke-spesialister. En studie fra Legeregnskap (2018) fant videre at spesialister har høyere driftsmargin. Vi antar at inntektseffekten ved økte refusjonstakster er større enn kostnadseffekten, og tror at økt spesialistandel bidrar til økt driftsmargin i norske fastlegekontor.

Videre studerer vi hvordan listelengde påvirker driftsmargin ved å benytte den størrelsesuavhengige variabelen *100 listeinnbyggere per lege*. Legeregnskap (2018) viste at både driftsinntekter og driftsresultat økte med økt listelengde. Som vist i forskningsspørsmål 1 påvirker listelengden basistilskuddet direkte og legger føringer for antall konsultasjoner. Listelengde er derfor en sentral variabel for fastlegekontorenes inntekter. Samlet antar vi at økt antall listeinnbyggere per lege bidrar til høyere driftsmargin. I 2019 var gjennomsnittlig listelengde i underkant av 1 100 listeinnbyggere per lege (Gaardsrud, 2020). Hver enkelt listeinnbygger har derfor liten effekt på lønnsomhet. For å sikre en mer intuitiv koeffisientstørrelse, benytter vi 100 listeinnbyggere per lege i analysen.

Den siste variabelen vi undersøker er *andel e-konsultasjoner*. Formålet er å avdekke om e-konsultasjoner er relativt mer eller mindre lønnsomme enn ordinære konsultasjoner. For å sikre at variabelen er størrelsesuavhengig ser vi på andel e-konsultasjoner relativt til totale konsultasjoner. Tidligere empiri om e-konsultasjoners påvirkning på lønnsomhet er ikke entydig. Edwards et al. (2017) fant at e-konsultasjoner både er mer tidkrevende og dyrere for legene, sammenlignet med ordinære konsultasjoner. På den andre siden viste både Accenture (2018) og Tan (2005) at e-konsultasjoner er kilde til tids- og kostnadsbesparelser. Sett i sammenheng med Rileys kostnadsdriver *teknologi* kan digitale prosesser bidra til lavere kostnader. Derfor antar vi at økt andel e-konsultasjoner påvirker driftsmargin positivt.

Kommunestørrelse benyttes som kontrollvariabel i analysen. Oppgavens formål ikke er å studere lokasjons påvirkning på driftsmargin. Fastlegenes marked er regulert og krever avtale med en kommune, og det vanskelig å flytte et legekontor etter etablering. Variasjoner i kommunestørrelse er likevel nødvendig å korrigere for, slik at analysens uavhengige variabler ikke forstyrres. Tidligere empiri gir ikke entydige svar om hvordan kommunestørrelse påvirker driftsmargin. Vi har likevel undersøkt, og funnet at både driftsmargin og spesialistandel er lavere i små kommuner. Kommunestørrelse påvirker derfor både høyre- og

venstresiden i regresjoner, og egner seg som kontrollvariabel. Vi inkluderer dummyer for kommuner med henholdsvis 0 til 25 000 innbyggere, 25 001 til 50 000 innbyggere og større enn 50 000 innbyggere. I regresjonsmodellene bruker vi 25 001 til 50 000 innbyggere som referansegruppe.

Videre kontrollerer vi for vikarbruk ved å inkludere den størrelsesuavhengige variabelen *vikardager per lege*. Vi benytter vikardager per lege som kontrollvariabel av to årsaker. For det første er det individuelle forskjeller i hvordan legekantorene har ført vikarbruk gjennom analyseperioden, og føringen er delvis fraværende i 2014 og 2015. For det andre viste Claus og Hove (2020) at de variable inntektskomponentene går direkte til vikaren ved vikarbruk. Inntektsproxyen fra forskningsspørsmål 1 inkluderer ikke vikarenes inntekter, og vikarbruk påvirker fastlegekantorenes inntekter negativt. Vi anser det derfor som nødvendig å kontrollere for vikardager per lege. Det sikrer at vi unngår forstyrrelser i våre analyser av de uavhengige variabelenes effekt på driftsmargin.

Vi kontrollerer også for tid ved hjelp av årsummyene *2014, 2015, 2016, 2017, 2018 og 2019*. I regresjonsmodellene benytter vi 2014 som referansegruppe.

Deskriptiv statistikk

Tabell 9 viser deskriptiv statistikk for variablene vi dannet antagelser om. Tabellen baseres på observasjonene fra utvalgets 132 fastlegekantor over seks år, altså totalt 792 observasjoner.

	N	Min	Snitt	Median	Maks	St. avvik
Leger/ kontor	792	1.00	4.06	4.00	11.00	1.73
100 listeinnbyggere/ lege	792	8.61	13.06	12.59	21.51	2.50
Erfaring/ lege	792	1.00	9.96	9.80	23.33	3.93
Andel menn	792	0.00	0.59	0.60	1.00	0.26
Andel spesialister	792	0.00	0.67	0.71	1.00	0.30
Andel e-konsultasjoner	792	0.00	0.01	0.00	0.21	0.03
Solopraksis (dummy)	792	0.00	0.03	0.00	1.00	0.18
Vikardager/ lege	792	0.00	29.59	0.00	365.00	46.91
Kommunestørrelse	792	4198	138586	47511	693494	212076

Tabell 9: Deskriptiv statistikk for viktige variabler

Gjennomsnittlig *antall leger per kontor* er 4,1. Det minste kontoret i utvalget har 1 lege, mens det største legekontoret har 11 leger. Variasjonen er relativt stor, og derfor benytter vi variabelens naturlige logaritme i regresjonssammenheng.

Videre kan vi studere gjennomsnittlig listelengde ved å se på variabelen *100 listeinnbyggere per lege*. Variabelen varierer mellom 8,6 og 21,5, har et snitt på 13,1 og et standardavvik på 2,5. Utvalgets gjennomsnitt er noe høyere enn landssnittet på 1 100 listeinnbyggere. Som diskutert i kapittel 5.6 er kortere lister vanlig i små kommuner. Utvalget inneholder kun to fastlegekontor i kommuner med under 5000 innbyggere, og det kan forklare hvorfor utvalgets gjennomsnittlige listelengde er høyere enn landsgjennomsnittet i 2019.

Variabelen *erfaring per lege* varierer mellom 1 og 23,3 år, med et gjennomsnitt på 10 år og et standardavvik på 3,9 år. Gjennomsnittet indikerer at utvalgets fastleger har hatt avtale med en kommune, om deltakelse i fastlegeordningen, i 10 år. Som nevnt ble fastlegeordningen innført i 2001, og vi ser på data til og med 2019. Årsaken til at maksimumsverdien er høyere enn 19 år er at utvalget inneholder ett legekantor i Lillehammer som deltok i fastlegeforsøket fra 1993 til 1996.

Videre observerer vi at både gjennomsnitt og median av *andel menn* er omkring 60 prosent. Dette er høyere enn landssnittet i 2019 på 55,6 prosent (Gaardsrud, 2020). Andelen fastlønnede leger er høyere blant kvinner enn blant menn (Soleng, 2020). I kapittel 5 fjernet vi fastlegekontor med fastlønnede leger, og det kan forklare hvorfor utvalget har en høyere andel menn enn landssnittet.

Av variabelen *andel spesialister* ser vi at 67 prosent av fastlegene i utvalget er spesialister i allmenntillegene, noe som samsvarer med landssnittet i 2019 på 66 prosent. Vi ser også at gjennomsnittlig *andel e-konsultasjoner* er 1 prosent, og varierer mellom 0 og 21 prosent. Det skyldes at e-konsultasjoner var lite utbredt de første årene av analyseperioden.

Nederst i tabell 9 vises kontrollvariablene. Vi ser at fastlegekontorene i gjennomsnitt har 29,6 *vikardager per lege*. Videre ser vi at medianen er 0, som indikerer at gjennomsnittet drives opp av ekstremverdier. At medianen er 0 kan skyldes unøyaktig vikarføring i årene 2014 og 2015. Gjennomsnittet i variabelen *kommunestørrelse* drives også av ekstremverdier. Gjennomsnittet er 138 586, mens medianen er 47 511. Det skyldes at legekantorer i Oslo trekker befolkningsgjennomsnittet betydelig opp.

Generelt er variablenes standardavvik store, altså har dataene relativt stor spredning. Før vi benytter variablene i regresjonsanalyser vil vi videre studere deres samvariasjon. I neste del gjøres dette i en korrelasjonsanalyse.

Korrelasjonsanalyse

Formålet med korrelasjonsanalysen er å undersøke om det er høye parvise korrelasjoner. Hvis korrelasjonen mellom to variabler er høy, kan variablene forklare mye av den samme variasjonen i regresjonssammenheng. Korrelasjoner mellom $-0,7$ og $0,7$ kan normalt tillates ifølge Pallant (2020). Ved korrelasjoner utenfor dette intervallet, bør én av de korrelerte variablene utelates, for å unngå multikollinearitetsproblematikk i regresjonene. Merk at det kan være multikollinearitetsproblemer ved korrelasjoner innenfor Pallant sitt intervall, og høye korrelasjoner bør derfor alltid undersøkes.

Parvise korrelasjoner mellom oppgavens variabler fremgår av tabell 10. Korrelasjonskoeffisientene er estimert basert på datagrunnlagets 792 observasjoner. Det er lite hensiktsmessig å studere parvise korrelasjoner for større grupper med dummyer. Antall leger per kontor deles opp i ulike størrelsesdummyer i enkelte av analysens regresjonsmodeller, men inkluderes som en samlet variabel i korrelasjonsmatrisen. Vi utelater årsummyene fra korrelasjonsmatrisen av samme grunn.

Variabler	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) Driftsmargin	1.00												
(2) Antall leger	0.076**	1.00											
(3) Log antall leger	0.169***	0.951***	1.00										
(4) Listeinnbyggere/lege	0.096***	-0.377***	-0.430***	1.00									
(5) Erfaring/lege	-0.002	-0.173***	-0.195***	0.323***	1.00								
(6) Andel menn	0.054	-0.067*	-0.063*	0.208***	0.103***	1.00							
(7) Solopraksis (dummy)	-0.354***	-0.327***	-0.527***	0.288***	0.206***	-0.010	1.00						
(8) Andel spesialister	0.053	-0.012	-0.006	0.110***	0.518***	0.118***	0.062*	1.00					
(9) Andel e-konsultasjoner	0.053	0.079**	0.058*	0.057*	0.040	-0.025	-0.020	0.018	1.00				
(10) Vikardager/lege	-0.218***	0.040	0.042	-0.024	-0.105***	-0.142***	-0.086**	-0.058*	0.063*	1.00			
(11) Innbyggertall < 25'	-0.154***	0.026	0.072**	-0.195***	-0.038	0.063*	-0.109***	-0.064*	-0.144***	0.016	1.00		
(12) 25' < Innbyggertall < 50'	0.118***	0.052	0.021	-0.011	-0.048	0.171***	-0.010	-0.075**	0.026	-0.086**	-0.347***	1.00	
(13) Innbyggertall > 50'	0.032	-0.068*	-0.082**	0.181***	0.075**	-0.204***	0.105***	0.122***	0.103***	0.061*	-0.575***	-0.568***	1.00

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabell 10: Korrelasjonsmatrise

Tabell 10 viser at korrelasjonen mellom *log antall leger* og *antall leger* er over Pallant (2020) sin grense på 0,7. At korrelasjonen er høy er ikke uforventet, ettersom variablene viser samme mål, på ulik funksjonsform. Vi har ikke til intensjon å benytte variablene i samme regresjonsmodell, og korrelasjonen er derfor uproblematisk.

Korrelasjonen mellom *log antall leger* og *antall leger* er den eneste som er over Pallant sin grense. Det er likevel flere tilfeller hvor korrelasjonskoeffisientene er over 0,5. Dummyvariabelen *solopraksis* er høyt korrelert med *log antall leger*. Variablene inkluderes ikke i samme regresjoner, og utgjør derfor ikke et problem i regresjonssammenheng. Korrelasjonene mellom innbyggerdummyene er også relativt høye. Vi har derfor testet alle innbyggerdummyene som referansegruppe, og endringer gir ingen vesentlige utslag i resultatene for de uavhengige variablene. Innbyggerdummyene er derfor ikke problematiske i regresjonssammenheng.

Den positive korrelasjonen på 0,52 mellom *erfaring per lege* og *andel spesialister* antyder at økende spesialistandel ved kontoret sammenfaller med økt erfaring. Spesialistutdanningen tar flere år, hvilket innebærer at spesialister må ha et visst antall års erfaring. Det er derfor ikke overraskende at variablene korrelerer. Vi har testet spesialistandel og erfaring i separate regresjoner, for å se om variablene forklarer mye av den samme variasjonen i sammenheng med driftsmargin. Vi fant ingen betydelige endringer i p-verdier, eller fortegn, ved testing både med og uten kontrollvariabler. Derfor inkluderes begge variablene i analysens regresjonsmodeller.

Korrelasjonsmatrisen kan også benyttes for å studere univariate sammenhenger mellom *driftsmargin* og de uavhengige variablene. Tabell 10 viser at *antall leger* og *listeinnbyggere per lege* har signifikant positiv sammenheng med *driftsmargin*, på henholdsvis 5 prosent og 1 prosent signifikansnivå. Dette samsvarer med antagelsene våre. Korrelasjonskoeffisienten mellom *log antall leger* og *driftsmargin* er 0,17, mens koeffisienten mellom *driftsmargin* og *antall leger* er 0,08. Det støtter vår antagelse om at det er fornuftig å studere prosentvis endring ved å benytte logaritmen av antall leger i regresjonsanalysen.

Dummyen som forklarer om fastlegekontoret er *solopraksis* har også signifikant sammenheng med *driftsmargin* på 1-prosentnivå. Fortegnet er negativt, som indikerer at driftsmarginen i solopraktiserende fastlegekontor er lavere enn i gruppepraktiserende kontor. Det samsvarer med våre antagelser om at driftsmargin øker med antall leger.

Erfaring per lege har også en negativ korrelasjonskoeffisient mot *driftsmargin*. Det strider med våre antagelser om at økt erfaring er positivt for driftsmargin. Sammenhengen er ikke signifikant, og korrelasjonskoeffisienten er lav. Det er likevel interessant å studere om sammenhengen er negativ også i multivariate analyser. Tabell 10 viser videre at korrelasjonene mellom *driftsmargin* og variablene *andel menn*, *andel spesialister* og *andel e-konsultasjoner* er små, men positive. Sammenhengene er ikke signifikante, men de positive korrelasjonskoeffisientene samsvarer med våre antagelser.

Korrelasjonsanalysen har vist at vi ikke har problemer med multikollinearitet og vi kan derfor inkludere alle variablene i analysens regresjonsmodeller. Foruten *erfaring per lege* har korrelasjonsanalysen vist at de uavhengige variablenes påvirkning på driftsmargin er i overensstemmelse med våre antagelser. Det er likevel ikke alle korrelasjonene som er statistisk signifikante. Som nevnt i kapittel 3, bør ikke parvise korrelasjoner isolert brukes for å trekke kausale sammenhenger mellom variabler (Hill et al., 2012). I neste del bruker vi derfor multiple regresjonsanalyser, for å undersøke hvorvidt det er hold i antagelsene våre om de uavhengige variablenes påvirkning på driftsmargin.

Regresjonsanalyse

Formålet med regresjonsanalysene er å avdekke om det eksisterer statistisk signifikante sammenhenger mellom de ulike variablene og driftsmargin, som kan bekrefte eller avkrefte antagelsene våre. Vi vil først benytte OLS-regresjoner for å studere hvordan variablene påvirker driftsmarginen på tvers av fastlegekontorene. Følgende regresjonsligning er utgangspunkt for analysene:

$$\begin{aligned} \text{Driftsmargin}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{LogAntallLeger}_{it} + \beta_2 \left(\frac{\text{Listeinnbyggere}}{\text{Lege}} \right)_{it} + \beta_3 \left(\frac{\text{Erfaring}}{\text{Lege}} \right)_{it} + \beta_4 \text{AndelMenn}_{it} \\ & + \beta_5 \text{AndeleKonsultasjoner}_{it} + \beta_6 \text{AndelSpesialister}_{it} + \beta_x x_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Formel 10: Regresjonsmodell

x_{it} er en vektor av kontrollvariablene *vikardager per lege*, befolkningsdummyene og årsummyene. Koeffisientene hos dummyene for innbyggertall og år må tolkes som relative forskjeller fra sin referansegruppe. Basis for befolkningsstørrelsene er dummyvariabelen for kommuner med 25 001 til 50 000 innbyggere, og for årsummyene er 2014 basisår. Det betyr at om koeffisienten for befolkningsgruppen 0 til 25 000 innbyggere er negativ, er

driftsmarginen lavere for legekantor i disse kommunene relativt til legekantor i kommuner med 25 001 til 50 000 innbyggere. Kun signifikante kontrollvariabler og år vises i tabellene, og hva som kontrolleres for er spesifisert i hver kolonne. Det gjelder for alle regresjonstabellene i oppgaven. Standardfeilene er robuste for heteroskedastisitet og gruppert på kontornivå.

Regresjonene i tabell 11 studerer variasjon i lønnsomhet på tvers av legekantor, og utgjør kapittelets hovedresultater. I kolonne 1 er alle uavhengige variabler, kontrollvariabler og årseffekter inkludert. Signifikante uavhengige variabler blir videreført i kolonne 2 til 4. Kontrollvariablene og år er inkludert i kolonne 2, mens det i kolonne 3 kun kontrolleres for årseffekter. Kolonne 4 inkluderer de signifikante uavhengige variablene fra kolonne 1, uten noen form for kontroll. Til slutt viser kolonne 5 kontrollvariablene alene, for å se hvor mye forklaringskraft som bæres av disse. Merk for øvrig at tolkningen av hvordan endring i en uavhengig variabel påvirker den avhengige variabelen, forutsetter at alt annet holdes likt.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log antall leger	0.0654** (0.0308)	0.0672** (0.0305)	0.0658** (0.0296)	0.0660** (0.0295)	
100 listeinnbyggere/ lege	0.0099** (0.0044)	0.0088** (0.0037)	0.0098** (0.0040)	0.0097** (0.0040)	
Erfaring/ lege	-0.0027 (0.0024)				
Andel menn	0.0011 (0.0368)				
Andel e-konsultasjoner	-0.0679 (0.1850)				
Andel spesialister	0.0203 (0.0274)				
Vikardager/ lege	-0.0006*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)			-0.0005*** (0.0002)
Innbyggertall < 25'	-0.0440* (0.0242)	-0.0447* (0.0243)			-0.0491** (0.0244)
Årsdummy 2019	0.0339** (0.0131)	0.0249*** (0.0091)	0.0170* (0.0092)		0.0252*** (0.0091)
Konstantledd	0.3785*** (0.0722)	0.3806*** (0.0781)	0.3373*** (0.0796)	0.3411*** (0.0788)	0.5825*** (0.0176)
Observasjoner	792	792	792	792	792
Kontor	132	132	132	132	132
R ²	0.1454	0.1401	0.0674	0.0636	0.0785
Justert R ²	0.1300	0.1291	0.0591	0.0612	0.0691
Årsdummy	JA	JA	JA	NEI	JA
Kontrollvariabler	JA	JA	NEI	NEI	JA
Metode	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS

Robuste standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Tabell 11: Hovedregresjon OLS – driftsmargin med log antall leger

P-verdiene i kolonne 1 indikerer at log antall leger og 100 listeinnbyggere per lege har påvirkning på driftsmargin, som er statistisk signifikant på 5-prosentnivå. Begge variablene samvarierer positivt med driftsmargin. Det samsvarer både med de univariate sammenhengene fra korrelasjonsanalysen, og våre antagelser.

Som i korrelasjonsanalysen, viser også tabell 11 at andel menn og andel spesialister samvarierer positivt med driftsmargin. Retningen samsvarer med våre antagelser. Videre har erfaring per lege og andel e-konsultasjoner motsatt fortegn av hva vi antok basert på empiri og teori. Koeffisienten til andel e-konsultasjoner har skiftet fortegn fra de univariate analysene, og antyder at økt bruk av e-konsultasjoner har negativ påvirkning på driftsmargin. Sammenhengene mellom driftsmargin og andel menn, andel e-konsultasjoner, andel

spesialister og erfaring per lege fremstår ikke som signifikante. Vi kan derfor ikke trekke entydige konklusjoner om variabelenes påvirkning på driftsmargin.

Basert på kolonne 1 kan vi forvente at driftsmarginen øker med 0,065 prosentpoeng, dersom antall leger per kontor øker med én prosent. Altså vil en økning i antall leger med 20 prosent, som tilsvarer en økning fra fem til seks leger, gi en 1,3 prosentpoengs økning i driftsmargin. Videre øker driftsmarginen med 0,99 prosentpoeng dersom listelengden på kontoret i snitt øker med 100 listeinnbyggere per lege. Den nedadgående trenden i listelengde per lege, vist i tabell 8, indikerer likevel at en slik økning er vanskelig gjennomførbar.

For å undersøke om det er hold i resultatene fra kolonne 1, endrer vi innholdet i regresjonsmodellen. Variabler uten signifikant sammenheng i kolonne 1, holdes utenfor disse modellene. Kolonne 2 til 4 viser at kontrollvariablene ikke påvirker de uavhengige variablene. Fraværet av kontrollvariablene gir kun små utslag i koeffisientene til *log antall leger* og *100 listeinnbyggere per lege*. Dessuten holder p-verdiene seg. Den største forskjellen mellom kolonne 2 og 4 er forklaringskraften, som er lavere når kontrollvariablene utelates. Forklaringskraften av kontrollvariablene fremgår i kolonne 5, hvor uavhengige variabler er utelatt. Den justerte forklaringskraften med kontrollvariabler er 13 prosent i kolonne 2. Det betyr at variablene i regresjonsmodellen kun forklarer deler av variasjonen i driftsmargin på tvers av fastlegekontorene.

Regresjonsanalysen i tabell 11 bekrefter at en økning i listeinnbyggere per lege og antall leger per kontor har positiv påvirkning på lønnsomheten i norske fastlegekontor. Sistnevnte er i overensstemmelse med tidligere empiri fra Pope og Burge (1996), Kwietniewski et al. (2016), og Kristensen et al. (2008). I tabell 12 utvider vi *log antall leger* til ulike størrelsesdummyer av leger per kontor. Det gir en mer fleksibel funksjonsform i regresjonssammenheng, som tillater å undersøke om lønnsomheten øker lineært med antall leger per kontor. Strukturen i regresjonsligningen er ellers lik som i formel 10. Kontor med 1 til 2 leger benyttes som referansegruppe, og størrelsesdummyenes koeffisienter tolkes derfor relativt til de minste kontorene.

	(1)	(2)	(3)	(4)
3-4 leger/ kontor	0.0612* (0.0310)	0.0617** (0.0305)	0.0607** (0.0303)	0.0610** (0.0301)
5-6 leger/ kontor	0.0715** (0.0328)	0.0737** (0.0324)	0.0729** (0.0326)	0.0732** (0.0325)
7-8 leger/ kontor	0.0539 (0.0461)	0.0572 (0.0473)	0.0572 (0.0454)	0.0581 (0.0453)
9-11 leger/ kontor	-0.0184 (0.0449)	-0.0161 (0.0449)	-0.0097 (0.0359)	-0.0099 (0.0357)
100 listeinnbyggere/ lege	0.0084* (0.0043)	0.0071* (0.0037)	0.0083** (0.0038)	0.0082** (0.0038)
Erfaring/ lege	-0.0033 (0.0025)			
Andel menn	0.0021 (0.0387)			
Andel e-konsultasjoner	0.0231 (0.1822)			
Andel spesialister	0.0197 (0.0266)			
Vikardager/ lege	-0.0006*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0002)		
Innbyggertall < 25'	-0.0498** (0.0227)	-0.0515** (0.0228)		
Årsdummy 2019	0.0310** (0.0132)	0.0239** (0.0096)	0.0168* (0.0094)	
Konstantledd	0.4393*** (0.0608)	0.4415*** (0.0641)	0.3914*** (0.0637)	0.3950*** (0.0627)
Observasjoner	792		792	792
Kontor	132		132	132
R ²	0.1387		0.1312	0.0589
Justert R ²	0.1198		0.1167	0.0468
Årsdummy	JA		JA	JA
Kontrollvariabler	JA		JA	NEI
Metode	OLS		OLS	OLS

Robuste standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

**** p<.01, ** p<.05, * p<.1*

Tabell 12: OLS-regresjon – driftsmargin med dummyvariabler for antall leger

Tabell 12 viser at det ikke er en lineær sammenheng mellom økt antall leger per kontor og driftsmargin. Basert på koeffisientene har kontor med 9 til 11 leger negativt fortegn, som antyder at lønnsomheten er lavere i de største kontorene relativt til kontor med 1 til 2 leger. Koeffisienten er likevel ikke signifikant. Tabellen viser at koeffisientene til legekantor med 3 til 8 leger har høyere driftsmargin relativt til referansegruppen. Kontor med 5 til 6 leger har den største koeffisienten, og disse kontorene fremstår derfor som mest lønnsomme i utvalget.

Det er kun kontor med 3 til 4 og 5 til 6 leger som har signifikant bedre lønnsomhet enn kontor med 1 til 2 leger.

Foruten legedummyene er de øvrige variabelenes koeffisienter og signifikansnivå forholdsvis like i tabell 11 og 12. Fortegnet til *andel e-konsultasjoner* har endret seg, men sammenhengen er ikke signifikant. Kolonne 2 til 4 viser videre at resultatene for legedummyene er gjeldende både med og uten kontrollvariabler i regresjonene. Relativt til tabell 11 er den justerte forklaringskraften marginalt lavere i alle kolonnene i tabellen.

Referansegruppen 1 til 2 leger per kontor, tillater ikke regresjonene å skille ut effekten av solo- versus gruppepraksis. Vi benytter derfor en dummy for solopraktiserende fastlegekontor i tabell 13, som erstatter størrelsesdummyene fra regresjonene over. Regresjonen har til formål å studere solopraktiserende fastlegekontor mot gruppepraksiser. Solopraksis er derfor eneste uavhengige variabel. Sammenhengene testes med og uten kontrollvariabler, for to ulike utvalg. I kolonne 1 og 2 ser vi på hele utvalget, mens i kolonne 3 og 4 ser vi på solopraktiserende legekontor mot kontor med to leger. I utvalget har vi seks kontor med én lege og 24 kontor med to leger. Langs analyseperioden har vi samlet 144 observasjoner for disse to kontorstørrelsene.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Solopraksis (dummy)	-0.2595*** (0.0666)	-0.2317*** (0.0640)	-0.2388*** (0.0723)	-0.2304*** (0.0682)
Vikardager/ lege	-0.0006*** (0.0001)		-0.0004* (0.0002)	
Innbyggertall < 25'	-0.0560** (0.0223)			
Årsdummy 2019	0.0264*** (0.0092)	0.0173* (0.0093)		
Konstantledd	0.5911*** (0.0146)	0.5578*** (0.0103)	0.5970*** (0.0408)	0.5686*** (0.0288)
Observasjoner	792	792	144	144
Kontor	132	132	30	30
R ²	0.2316	0.1284	0.3860	0.3397
Justert R ²	0.2223	0.1218	0.3448	0.3108
Årsdummy	JA	JA	JA	JA
Kontrollvariabler	JA	NEI	JA	NEI
Metode	OLS	OLS	OLS	OLS

Robuste standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Tabell 13: OLS-regresjon – driftsmargin med dummy for solopraksis

Resultatene i kolonne 1 viser at solopraktiserende fastlegekontor har 26 prosentpoeng lavere driftsmargin enn fastlegekontor med mer enn én lege. Videre fremgår det av kolonne 3 at solopraktiserende fastlegekontor har 24 prosentpoeng lavere driftsmargin enn kontor med 2 leger. Koeffisientene er signifikante på 1-prosentnivå. Forskjellen i koeffisientene i kolonne 1 og 3 kan trolig forklares av at større kontor er relativt mer lønnsomme enn kontor med 2 leger. Videre observerer vi at justert forklaringskraft er høyere i kolonne 3 enn i kolonne 1. Det kan skyldes at lønnsomhetsvariasjonen er lavere i solopraktiserende legekontor og kontor med to leger, enn i legekontor med mange leger.

Samlet viser OLS-regresjonene at *antall leger per kontor* og *100 listeinnbyggere per lege* er de to eneste variablene med signifikant påvirkning på *driftsmargin*. Sammenhengen mellom driftsmargin og variablene er positiv. Resterende variabler ga ikke signifikante resultater. Vi kan dermed ikke gi entydige svar på hvordan *andel menn*, *andel e-konsultasjoner*, *andel spesialister* og *erfaring per lege* påvirker *driftsmargin* på tvers av legekontorene i utvalget.

Fast effekt regresjon

Hittil i analysen har vi fokusert på lønnsomhet på tvers av fastlegekontor, og karakteristika ved fastlegekontorene som kan bidra til å forklare relative lønnsomhetsforskjeller. Ved å benytte FE-regresjon kan vi studere variasjon innad i fastlegekontorene. Tabell 14 bygger på regresjonsligningen i formel 10, men omfatter FE-regresjon. Vi benytter logaritmen til antall leger per kontor som mål på kontorstørrelse. Størrelsesdummyene fra tabell 12 egner seg ikke for FE-regresjoner, som følge av liten variasjon over tid.

I kolonne 1 inkluderes alle uavhengige variabler, *vikardager per lege* og årsummyer. Innbyggertall benyttes ikke som kontrollvariabel, ettersom kommunestørrelse varierer lite over tid. Signifikante variabler fra kolonne 1 videreføres i kolonnene 2 til 4. Vikardager og år inkluderes i kolonne 2, mens det i kolonne 3 kun kontrolleres for årseffekter. Kolonne 4 viser kun signifikante variabler uten kontrollvariabler og årseffekter, mens kolonne 5 viser kontrollvariablene alene, for å se hvor mye forklaringskraft som bæres av disse.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log antall leger	0.2073*** (0.0430)	0.1999*** (0.0433)	0.2126*** (0.0461)	0.2122*** (0.0462)	
100 listeinnbyggere/ lege	0.0129** (0.0054)	0.0129** (0.0053)	0.0128** (0.0055)	0.0121** (0.0055)	
Erfaring/ lege	-0.0034* (0.0019)	-0.0030 (0.0019)			
Andel menn	0.0351 (0.0495)				
Andel e-konsultasjoner	0.0856 (0.1047)				
Andel spesialister	0.0592*** (0.0201)	0.0610*** (0.0203)	0.0514*** (0.0207)	0.0496*** (0.0197)	
Vikardager/ lege	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)			-0.0004*** (0.0001)
Årsdummy 2019	0.0188* (0.0010)	0.0191* (0.0102)			0.0237*** (0.0088)
Konstantledd	0.0942 (0.1117)	0.1214 (0.1081)	0.0783 (0.1180)	0.0852 (0.1178)	0.5594*** (0.0063)
Observasjoner	792	792	792	792	792
Kontor	132	132	132	132	132
R ²	0.1892	0.1862	0.1056	0.0944	0.0918
Justert R ²	0.1767	0.1758	0.0965	0.0910	0.0849
Årsdummy	JA	JA	JA	NEI	JA
Metode	FE	FE	FE	FE	FE

Robuste standardfeil i parentes

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Tabell 14: FE-regresjon – driftsmargin med log antall leger

log antall leger og *100 listeinnbyggere per lege* har også signifikant positiv påvirkning på driftsmargin, når vi ser på variasjon innad i fastlegekontorene. Basert på kolonne 1 kan vi forvente at et individuelt fastlegekontor får 0,2 prosentpoeng høyere driftsmarginen dersom det øker antall leger med én prosent. Videre ser vi at driftsmarginen øker med 1,3 prosentpoeng for et gitt legekontor, dersom legene i snitt øker listelengden med 100 listeinnbyggere.

Erfaring per lege har i kolonne 1 signifikant negativ påvirkning på driftsmargin, og koeffisienten indikerer at ett år mer erfaring per lege gir 0,34 prosentpoeng lavere driftsmargin. Et individuelt fastlegekontor må derfor redusere erfaringen over tid for å øke egen driftsmargin. Å redusere erfaringen på kontoret kan være vanskelig, ettersom erfaringen hos hvert enkelt legekontor øker over tid, med mindre kontoret erstatter erfarne leger med mindre erfarne leger. Basert på tidligere empiri og Porter og Rileys kostnadsdrivere, antok vi at økt erfaring ville føre til bedre driftsmargin. Det negative fortegnet strider mot vår

antagelse. I kolonne 2 mister variabelen sin signifikans, og vi observerer i Stata at p-verdien øker til 0,12. Variabelen faller derfor ut i kolonne 3 og 4, og det er ikke entydig at økt erfaring bidrar til lavere driftsmargin for et individuelt legekontor.

Videre har *andel spesialister* positiv påvirkning på driftsmargin på 1 prosent signifikansnivå. En økning i spesialistandelen for et individuelt fastlegekontor med ett prosentpoeng gir en økning i driftsmargin på 0,059 prosentpoeng. Resultatene samsvarer med våre hypoteser, og variabelen har signifikant sammenheng med driftsmargin både med og uten kontrollvariabler.

Andel e-konsultasjoner har byttet fortegn fra tabell 11, hvor vi benyttet OLS-regresjon med *log antall leger* som størrelsesvariabel. Det positive fortegnet samsvarer med empiri og våre antagelser, og indikerer at et individuelt fastlegekontor kan oppnå bedre driftsmargin ved å øke andelen e-konsultasjoner. Variabelens p-verdi er høy, og vi kan derfor ikke trekke entydige konklusjoner om hvorvidt økt andel e-konsultasjoner har positiv påvirkning på driftsmargin.

Som i tidligere regresjonsmodeller har ikke *andel menn* signifikant betydning for driftsmargin når vi studerer variasjon innad i fastlegekontorene. Fortegnet er positivt, som samsvarer med antagelsene våre. Manglende signifikans antyder likevel at vi ikke kan konkludere at sammenhengen mellom økt andel menn og driftsmargin er positiv.

Forklaringskraften varierer i kolonne 1 til 5. I kolonne 1 og 2 er den justerte forklaringskraften tilnærmet lik selv om to variabler fjernes fra regresjonen i kolonne 2. Kolonne 5 indikerer videre at kontrollvariablene forklarer 8,49 prosent av variasjonen i driftsmargin, og det er dermed naturlig at forklaringskraften i kolonne 3 og 4 er lavere enn i kolonne 1 og 2. En justert forklaringskraft på 17,6 prosent i kolonne 2 impliserer at variablene i regresjonsmodellen kun forklarer deler av variasjonen i driftsmargin innad i fastlegekontorene.

Oppsummert viser FE-modellen at et individuelt fastlegekontor kan oppnå høyere driftsmargin ved å øke antall leger på kontoret, legenes gjennomsnittlige listelengde og spesialistandelen. I det følgende gjennomføres et utvalg robusthetstester for å se om resultatene fra OLS- og FE-regresjonene påvirkes av endringer i regresjonsmodellene.

Robusthetsanalyse

For å undersøke om resultatene fra tabell 11 til tabell 14 er følsomme for endringer, gjør vi tre robusthetstester. Først tester vi OLS-modellen med ulike sammensetninger av de uavhengige variablene. I den andre testen studerer vi FE-regresjon for kontor med 3 til 6 fastleger, ettersom disse fremsto som mest lønnsomme i tabell 12. Som forklart i kapittel 5 vil vi også teste om resultatene påvirkes av fastlegekontor med deleliste. I den tredje robusthetstesten fjerner vi derfor legekontor med deleliste, og gjør både OLS- og FE-regresjon.

Den første robusthetstesten tar utgangspunkt i en regresjonsmodell bestående av ikke-signifikante variabler fra OLS-regresjonene. I robusthetstesten inkluderer vi derfor fire uavhengige variabler, henholdsvis *andel menn*, *andel spesialister*, *andel e-konsultasjoner* og *erfaring per lege*. Testens formål er å avdekke om enkelte av variablene blir signifikante, når listelengde og antall leger ekskluderes fra modellen.

Vi utførte totalt ti OLS-regresjoner. Først gjorde vi regresjoner med alle de fire variablene, med og uten kontrollvariabler. Deretter utførte vi regresjoner hvor én av de fire variablene ble ekskludert, og testet resultatene både med og uten kontrollvariabler. En test inkluderte eksempelvis *andel menn*, *andel spesialister* og *andel e-konsultasjoner*, med og uten kontrollvariabler. En annen test erstattet så *andel menn* med *erfaring per lege*. På denne måten testet vi alle ulike kombinasjoner av de fire variablene i regresjonsmodellen. Samtlige regresjoner viste at variablenes p-verdier var høye. Derfor utelates regresjonstabellene fra oppgaven. Resultatene fra hovedanalysen er robuste for endringer i variablersammensetning i modellen.

Den andre robusthetstesten studerer FE-regresjon med 3 til 6 leger per kontor. Robusthetstesten viser om resultatene fra FE-regresjonene i tabell 14 holder, når vi studerer legekontorene som fremsto mest lønnsomme i OLS-regresjonen fra tabell 12. For å vurdere hvilke legekontor som er mest lønnsomme baserer vi oss utelukkende på størrelsesdummyene for antall leger per kontor. I robusthetstesten inkluderer vi derfor kun kontor med 3 til 6 leger. Utvalget omfatter 105 kontor, men en andel av kontorene har kun 3 til 6 leger i enkelte år. Utvalgsstørrelsen er derfor 592 observasjoner. Regresjonene er ellers like som i tabell 14.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log antall leger	0.2766*** (0.0661)	0.2777*** (0.0683)	0.3010*** (0.0726)	0.3015*** (0.0711)	
100 listeinnbyggere/ lege	0.0218*** (0.0065)	0.0221*** (0.0064)	0.0247*** (0.0065)	0.0227*** (0.0063)	
Erfaring/ lege	-0.0036* (0.0020)	-0.0032 (0.0022)			
Andel menn	0.0181 (0.0569)				
Andel e-konsultasjoner	0.0974 (0.0987)				
Andel spesialister	0.0603*** (0.0183)	0.0594*** (0.0184)	0.0444** (0.0196)	0.0486** (0.0197)	
Vikardager/ lege	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)			-0.0004*** (0.0001)
Årsdummy 2019	0.0232** (0.0109)	0.0252** (0.0105)			0.0050*** (0.0018)
Konstantledd	-0.1165 (0.1377)	-0.1137 (0.1407)	-0.2062 (0.1487)	-0.1838 (0.1460)	-9.5274** (3.6738)
Observasjoner	592	592	592	592	592
Kontor	105	105	105	105	105
R ²	0.2341	0.2321	0.1536	0.1374	0.0973
Justert R ²	0.2182	0.2189	0.1420	0.1330	0.0943
Årsdummy	JA	JA	JA	NEI	JA
Metode	FE	FE	FE	FE	FE

Robuste standardfeil i parentes

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Tabell 15: Robusthetstest – FE-regresjon med driftsmargin (3 til 6 leger)

I tabell 15 fremgår det at *log antall leger*, *100 listeinnbyggere per lege*, *andel spesialister* og *erfaring per lege* har signifikant påvirkning på driftsmargin. Variablenes signifikansnivå og fortegn er i overenstemmelse med resultatene i tabell 14. Av koeffisientene fremgår det likevel at variablene har større påvirkning på driftsmargin for et individuelt legekantor med 3 til 6 leger, relativt til hele utvalget. Videre er forklaringskraften noe høyere når vi kun studerer kontor med 3 til 6 leger. Samlet virker resultatene fra tabell 14 å være robuste for endringer i utvalgsstørrelse.

Den tredje robusthetstesten har til formål å undersøke om resultatene fra tabell 11 og tabell 14 endres når vi fjerner legekantor med deleliste. Som nevnt i kapittel 5 omfatter delelister avtaler hvor en avtroppende lege deler sin fastlegeliste med en begynnende lege. Slike avtaler kan ha spesielle vilkår. Det er uvisst i hvilken grad delelister påvirker regnskapene og legeårsverkene hos de gjeldende kontorene. Vi robusthetstester derfor resultatene ved å fjerne observasjoner

hvor deleliste inntreffer. Vi mangler data for variabelen i 2014 og 2015, og observasjoner fra disse årene ekskluderes i regresjonene vist i tabell 16.

Ved å fjerne legekantor med delelister fra årene 2016 til 2019, står vi igjen med 475 observasjoner fordelt på 129 legekantor. Kolonne 1 og 2 tar utgangspunkt i signifikante variabler fra OLS-regresjonene fra tabell 11, med og uten kontrollvariabler. I kolonne 3 og 4 benytter vi tilsvarende regresjonsligninger for å teste FE-regresjonene fra tabell 14.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Log antall leger	0.0825** (0.0342)	0.0822** (0.0328)	0.3215*** (0.0813)	0.3452*** (0.0934)
100 listeinnbyggere/ lege	0.0091** (0.0041)	0.0105** (0.0045)	0.0254*** (0.0085)	0.0277*** (0.0099)
Erfaring/ lege			-0.0031 (0.0021)	
Andel spesialister			0.0632*** (0.0185)	0.0485** (0.0200)
Vikardager/ lege	-0.0008*** (0.0002)		-0.0006*** (0.0001)	
Årsdummy 2018	0.0171** (0.0082)			
Årsdummy 2019	0.0333*** (0.0083)	0.0242*** (0.0083)	0.0236*** (0.0073)	
Konstantledd	0.3619*** (0.0876)	0.3089*** (0.0880)	-0.1903 (0.2039)	-0.2850 (0.2389)
Observasjoner	475	475	475	475
Kontor	129	129	129	129
R ²	0.1887	0.0957	0.3392	0.1545
Justert R ²	0.1748	0.0861	0.3278	0.1437
Årsdummy	JA	JA	JA	JA
Kontrollvariabler	JA	NEI	JA	NEI
Metode	OLS	OLS	FE	FE

Robuste standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå i kolonne 1 og 2

**** p<.01, ** p<.05, * p<.1*

Tabell 16: Robusthetstest – OLS- og FE-regresjon (uten deleliste)

Resultatene i tabell 16 viser at variablenes signifikansnivå er i overenstemmelse med resultatene fra hovedanalysene. Koeffisientene er større i tabell 16, men variablenes fortegn er like. Endringene i koeffisientstørrelse kan skyldes utelatelsen av legekantor med deleliste, men kan også forklares av endret utvalgsstørrelse og analyseperiode.

Forklaringskraften i tabell 16 er høyere i alle kolonner, relativt til hovedanalysene. Eksempelvis er forklaringskraften i kolonne 3 fra tabell 16 lik 33 prosent mot 17,5 prosent i tilsvarende regresjon fra tabell 11. Det indikerer at variablene har en tydeligere sammenheng med driftsmargin når vi studerer legekantor uten deleliste i analyseperiodens siste fire år. Samlet strider ingen resultater fra robusthetstesten med hovedanalysene. Resultatene fra hovedanalysene er derfor robuste for endringer i utvalget og analyseperiode.

Oppsummering av forskningsspørsmål 2

I denne delen har vi laget antagelser om hvordan seks ulike variabler kan forklare lønnsforskjeller i norske fastlegeskantor. Vi baserte antagelsene på tidligere empiri og teori. Variablene var henholdsvis *antall leger per kontor*, *100 listelengde per lege*, *erfaring per lege*, *andel menn*, *andel e-konsultasjoner* og *andel spesialister*. Vi antok at en økning i samtlige variabler ville bidra til økt driftsmargin for legekantorene.

For å undersøke hvorvidt vi kunne bekrefte antagelsene våre utførte vi først en korrelasjonsanalyse, etterfulgt av flere regresjonsanalyser. Fra korrelasjonsanalysen studerte vi univariate sammenhenger, altså hvordan variablene alene er korrelert med driftsmargin. Videre analyserte vi hvordan variablene kunne forklare lønnsforskjeller på tvers av kontorene med OLS-regresjoner. Deretter undersøkte vi hvordan variablene kunne forklare lønnsforskjeller innad i kontorene med FE-regresjon. Til slutt gjennomførte vi en robusthetsanalyse som viste at resultatene våre var robuste for endringer i modellene og utvalgsstørrelse.

Analysen viste at antall leger per kontor har signifikant positiv påvirkning på driftsmargin både når vi studerte univariate og multivariate sammenhenger. Ved å dekomponere antall leger i ulike størrelsesdummys fant vi at legekantor med 3 til 6 leger hadde signifikant bedre lønnsomhet enn kontor med 1 til 2 leger. De største kontorene var ikke signifikant mer lønnsomme. Gjennomsnittlig antall listeinnbyggere per lege hadde også positiv påvirkning på driftsmargin i samtlige analyser. De to variablene kan altså bidra til å forklare noe av lønnsomhetsvariasjon vi avdekket i forskningsspørsmål 1.

Videre antydte analysen at andel menn hadde positiv påvirkning på driftsmargin. Sammenhengen var derimot hverken signifikant i univariate eller multivariate analyser.

Tilsvarende gjaldt også for andel e-konsultasjoner, men retningen av variabelens påvirkning på driftsmargin varierte i analysene. Tross våre antagelser, kan vi derfor ikke trekke entydige konklusjoner om hvordan andel menn og andel e-konsultasjoner påvirker lønnsomheten i det norske fastlegemarkedet.

Hva gjelder kontorenes gjennomsnittlige erfaring per lege, fant vi kun en signifikant sammenheng da vi studerte lønnsomhet innad i fastlegekontorene. Økt erfaring ga negativ påvirkning på driftsmargin, i motsetning til vår antagelse om positiv sammenheng. Sammenhengen var likevel kun signifikant i modellen hvor alle variabler var inkludert, og vi kan dermed ikke trekke entydige konklusjoner om hvordan økt erfaring påvirker lønnsomhet.

Spesialistandel hadde kun signifikant påvirkning på driftsmargin ved endring innad i kontorene. Vi kan derfor ikke konkludere at spesialistandelen forklarer lønnsomhetsforskjeller på tvers av legekantorene. Dersom et gitt legekantor øker sin spesialistandel, kan vi derimot forvente at lønnsomheten for det enkelte kontoret øker.

Tabell 17 viser en oppsummering av våre antagelser og funn fra analysen. Signifikans indikerer at variablene var signifikante i alle kolonner fra de respektive analysene. Resultatene under «OLS-regresjon» tar utgangspunkt i tabell 11, hvor *log antall leger* var angitt som størrelsesvariabel. Resultatene under «FE-regresjon» tar utgangspunkt i tabell 14.

Variabel	Antatt effekt på driftsmargin	Korrelasjonsanalyse	OLS-regresjon	FE-regresjon
Antall leger	Positiv	Positiv, sig.	Positiv, sig.	Positiv, sig.
Listeinbyggere / lege	Positiv	Positiv, sig.	Positiv, sig.	Positiv, sig.
Erfaring / lege	Positiv	Negativ, ikke sig.	Negativ, ikke sig.	Negativ, ikke sig.
Andel menn	Positiv	Positiv, ikke sig.	Positiv, ikke sig.	Positiv, ikke sig.
Andel e-konsultasjoner	Positiv	Positiv, ikke sig.	Negativ, ikke sig.	Positiv, ikke sig.
Andel spesialister	Positiv	Positiv, ikke sig.	Positiv, ikke sig.	Positiv, sig.

«Sig.» indikerer signifikant sammenheng

Tabell 17: Oppsummering av resultater fra forskningsspørsmål 2

Antall leger per kontor og listelengde per lege er de eneste variablene som har signifikant sammenheng med driftsmargin gjennom alle analysene. Det indikerer at størrelse har betydning for legekantorenes lønnsomhet. I neste del studerer vi derfor om det er stordriftsfordeler i norske legekantor.

6.3 Analyse av forskningsspørsmål 3

Er det stordriftsfordeler, og i så fall hva er optimalt antall leger per kontor?

I forskningsspørsmål 2 fant vi at en økning i *log antall leger* ga signifikant positiv påvirkning på driftsmargin. Det indikerer at kontorstørrelse har betydning på lønnsomhet, og vi anser det derfor som interessant å studere eksistensen av stordriftsfordeler i norske fastlegekontor nærmere.

Tidligere empiri har vist at det er urealiserte stordriftsfordeler i amerikanske og danske legekontor (Pope & Burge, 1996; Kristensen et al., 2008). Empirien har derimot ikke avdekket om det er stordriftsfordeler i norske fastlegekontor. Våre resultater vil dermed gi ny innsikt. Sett opp mot funnene i forskningsspørsmål 2 og den tidligere empirien antar vi at det er stordriftsfordeler i norske fastlegekontor.

For å besvare forskningsspørsmålet konstruerer vi variabelen *stordrift*, som er gitt av fastlegekontorenes inntekter per faste kostnadskrone. Innledningsvis plottes *stordrift* mot ulike størrelsesmål, for å avdekke stordriftsfordelens eksistens. Deretter benyttes *stordrift* som avhengig variabel i to kvadratiske funksjoner, for å finne optimalt antall leger per kontor og optimalt antall listeinnbyggere per lege. Til slutt gjennomføres robusthetstester for å undersøke om hovedanalysens resultater holder.

For analysen av stordriftsfordeler forutsetter vi full kapasitetsutnyttelse i legekontorene. Med full kapasitetsutnyttelse mener vi at fastlegene utnytter arbeidstiden sin på en måte som maksimerer fastlegerelatert arbeid i løpet av deres arbeidsdag. Vi kan ikke måle kapasitetsutnyttelsen basert på tilgjengelig datagrunnlag, men som nevnt i kapittel 2 var gjennomsnittlig stillingsbrøk for en fastlege 150 prosent i 2018. Den høye stillingsbrøken indikerer at legenes arbeidsmengde er høy, og full kapasitetsutnyttelse er derfor en rimelig antagelse. Kravet om full kapasitetsutnyttelse fremgår av Porter, som mente at stordriftsfordeler tiltrer dersom en virksomhet, som opererer med full kapasitet, er mer effektiv ved større volum. Merk at forutsetningen er et tillegg til allerede presiserte forutsetninger om legeårverk og at samtlige legekontor følger lovmessige krav om kvalitet.

Vi har ikke grunnlag for å vite om fastlegekantorene i utvalget driftes på en måte som minimerer kostnader og maksimerer inntekter. I analysen bruker vi likevel uttrykket «optimale størrelser». Det vi omtaler som optimalt baseres på hvordan legekantorene i utvalget presterer. Det er ikke gitt at legekantor som er mindre eller større enn det vi omtaler som optimalt er tjent med å tilpasse seg vårt optimum.

Presentasjon av variabelen Stordrift

For å studere om det er stordriftsfordeler i norske fastlegekantor bruker vi variabelen *stordrift*. Klassiske studier om stordriftsfordeler benytter ofte output per kostnad i sine analyser (Silberstone, 1972). Det er likevel ikke gitt hva som bør benyttes som output, eller hvor stor del av kostnadene som bør inkluderes.

Kristensen et al. (2008) benyttet driftsinntekter per faste kostnader i sin analyse av stordriftsfordeler i danske legekantor. For å gjøre våre resultater sammenlignbare med deres, anser vi det som hensiktsmessig å benytte tilsvarende mål på *stordrift*. Vi bruker derfor totale inntekter fra vår innteksproxy som mål på output og faste kostnader som kostnadsmål. Dermed kan variabelen *stordrift* uttrykkes ved formelen:

$$\text{Stordrift} = \frac{\text{Sum driftsinntekter}}{\text{Faste kostnader}}$$

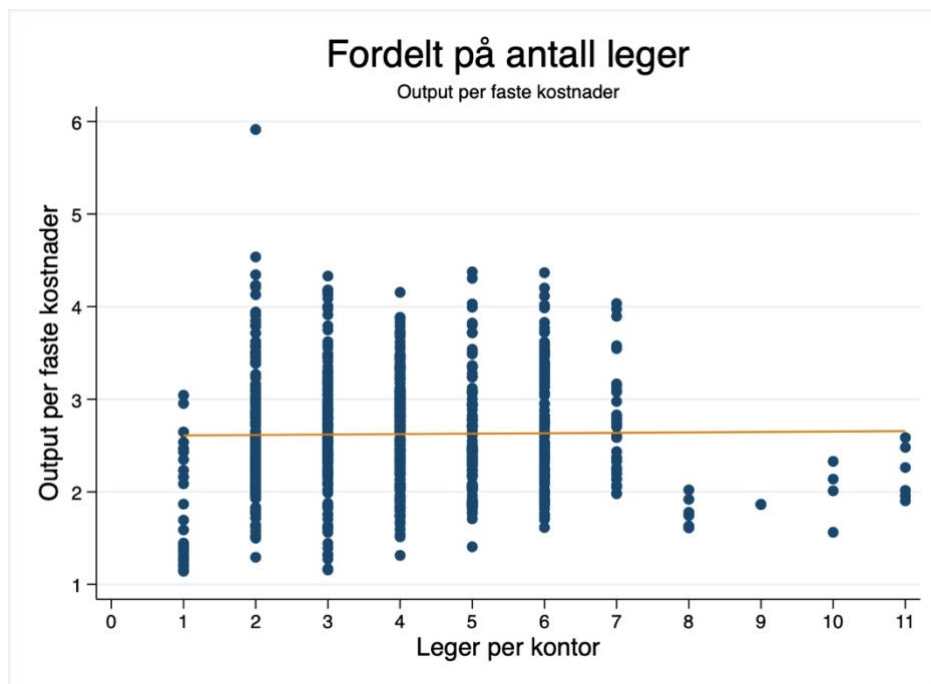
Formel 11: Stordrift

Som nevnt i forskningsspørsmål 1 inkluderer fastlegekantorenes faste kostnader avskrivninger, andre driftskostnader og personalkostnader. Vi utelater variable kostnader i vårt kostnadsmål, fordi Kristensen et al. (2008) argumenterte for at legene i stor grad bruker kostnadsminimerende volum av variable inputressurser. Det betyr at legene er økonomiske i bruken av forbruksmateriell under konsultasjoner, og at dette ikke varierer med kontorstørrelse. Det er likevel diskutabelt hva som bør regnes som faste kostnader i legekantor, og ulike studier har ulik praksis. I robusthetsanalysen undersøker vi derfor driftsinntekter per totale kostnader og etterprøver ulike definisjoner av faste kostnader som nevner i *stordrift*.

Eksistensen av stordriftsfordeler

I de følgende tre figurene benyttes variabelen *stordrift* på y-aksen, og de tre størrelsesmålene *antall leger*, *antall listeinnbyggere* og *antall konsultasjoner* per kontor på x-aksene. Antall

leger per kontor fremstår som det mest brukte størrelsesmålet i tidligere empiri om legekontor. Videre forklarer antall listeinnbyggere hvor mange personer som tilbys tjenester ved et kontor, og antall konsultasjoner måler hvor mange tjenester som leveres av kontoret. Ved å benytte OLS-regresjon konstruerer vi en regresjonslinje i hver figur. En stigende regresjonslinje indikerer at det er stordriftsfordeler, fordi økt størrelse bidrar til mer output per faste kostnadskrone. I figur 4 plotter vi *stordrift* mot antall leger per kontor.



Figur 4: Stordrift mot antall leger per kontor

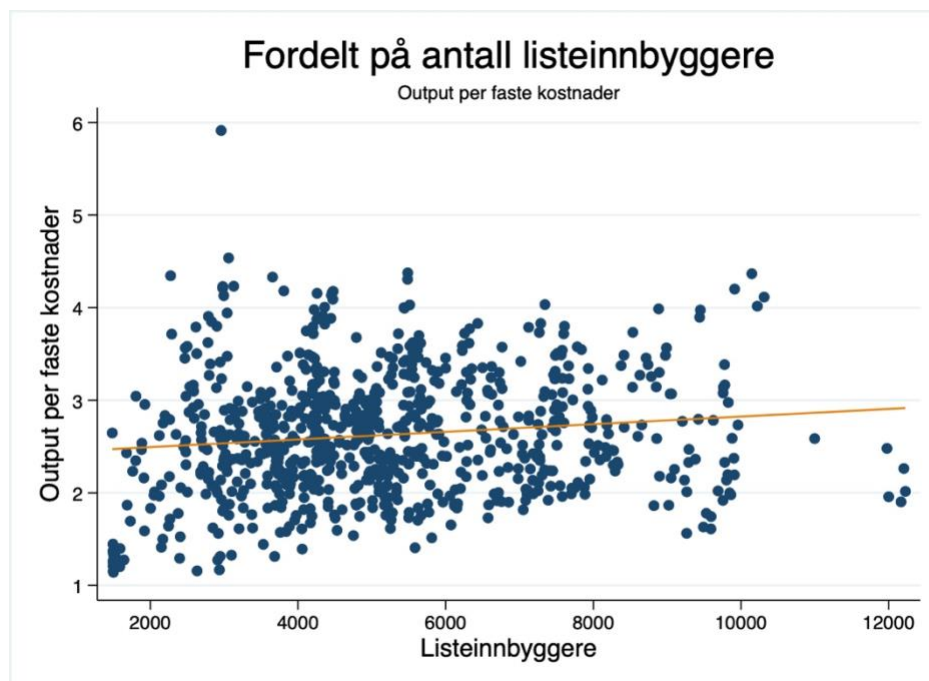
Regresjonslinjen i figur 4 er svakt stigende. Det indikerer at det er stordriftsfordeler i norske fastlegekontor, når vi bruker *antall leger* som størrelsesmål. Av figuren ser vi at verdien av stordrift varierer mellom 1 og 6. Kontoret som best utnytter stordriftsfordelene genererer dermed seks inntektskroner per faste kostnadskrone. Solopraktiserende kontor, og kontor med flere enn syv leger har både lavest variasjon og lavest nivå av *stordrift*. Kontor med to til syv leger har større variasjon og høyere nivå av *stordrift*.

At solopraktiserende fastlegekontor har lav output per faste kostnad indikerer at det er kostbart å drive fastlegepraksis alene. Med kun én fastlegehjemmel som inntektsgrunnlag skal husleie, strøm, lønn til hjelpepleier, leie av utstyr og lignende dekkes. Gjennom en kontroll i Stata har vi funnet at solopraktiserende leger har de lengste fastlegelistene i utvalget, med 1 700

listeinnbyggere i snitt. Likevel kommer solopraktiserende leger dårligst ut når vi studerer *stordrift* mot antall leger med lineær regresjon.

Videre kan det lave nivået av *stordrift* i de største kontorene antyde at inntektene ikke kompenserer for muligheten til å fordele kostnader på et større antall leger. Undersøkelser i Stata viser at gjennomsnittlig listelengde er 1 078 listeinnbyggere per lege i kontor med flere enn 7 leger. Kortere lister kan bety at leger i større fastlegekontor verdsetter fritid høyere enn solopraktiserende leger. Leger i større kontor kan dessuten være mer altruistiske, og verdsette fleksibilitet høyere enn økonomisk egeninteresse. Vi har ikke mulighet til å undersøke disse forholdene basert på tilgjengelig datagrunnlag, men de kan være forklarende for resultatene. Det viktigste funnet fra figuren er likevel at regresjonslinjen er stigende. Det indikerer at det er stordriftsfordeler, når vi benytter antall leger per kontor som størrelsesmål.

Videre bruker vi antall listeinnbyggere per kontor som størrelsesmål, for å studere stordriftsfordeler i norske legekontor. Størrelsesmålet forklarer noe av kapasiteten ved legekontoret, og *stordrift* plottes mot *antall listeinnbyggere* i figur 5.



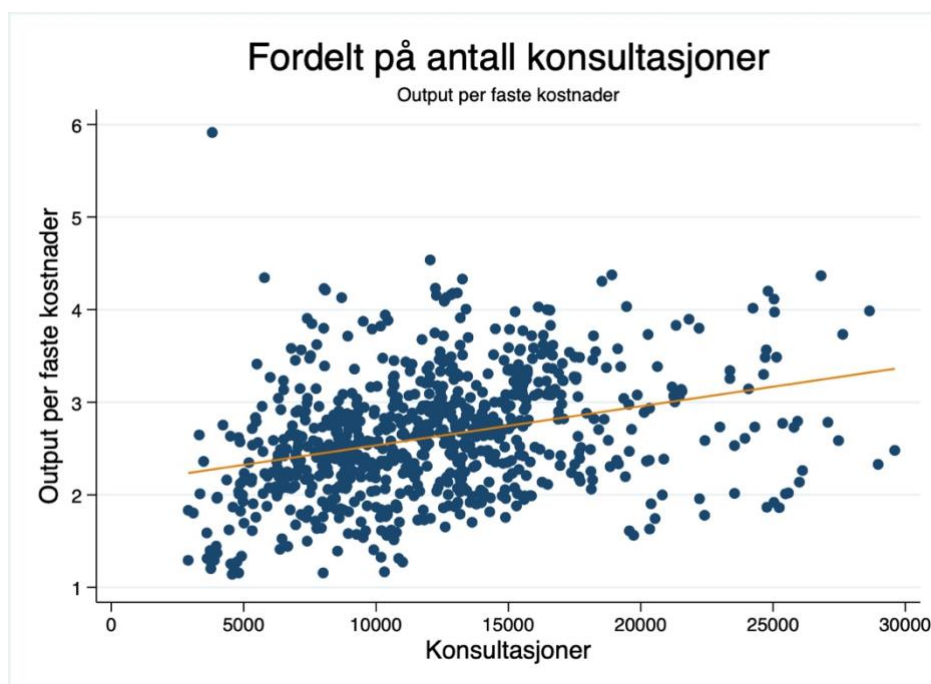
Figur 5: Stordrift mot antall listeinnbyggere per kontor

Av figuren observerer vi at *stordrift* øker med økt *antall listeinnbyggere*. Det betyr at det også er stordriftsfordeler når vi bruker antall listeinnbyggere per kontor som størrelsesmål. Sammenlignet med *antall leger per kontor* ser vi at regresjonslinjen er brattere. Isolert sett

indikerer det at en økning i antall listeinnbyggere per kontor har sterkere påvirkning på *stordrift* enn en økning i antall leger.

Ved å benytte antall listeinnbyggere som størrelsesmål, kan et kontor med få leger og lange fastlegelister fremstå større enn hva det er når vi kun ser på antall leger per kontor. Vi antar likevel at det er en viss sammenheng mellom samlet listelengde på kontoret og antall leger. Tabell 9 viste at kontoret med lengst fastlegelister i snitt har 2 151 listeinnbyggere per lege. Vi antar derfor at observasjonene lengst til høyre i figur 5 primært stammer fra større legekontor.

En forklaring på den stigende regresjonslinjen i figur 5 kan være at antall listeinnbyggere har en tett kobling til inntektene, og dermed output i variabelen *stordrift*. Økt antall listeinnbyggere genererer økt basistilskudd. Undersøkelser i Stata viser en sterk positiv korrelasjon (0,884) mellom antall listeinnbyggere og antall konsultasjoner. Det betyr at den variable inntektskomponenten trigges av et økt antall listeinnbyggere. For å studere fastlegekontorenes aktivitet nærmere, studeres *stordrift* mot antall konsultasjoner per legekontor i figur 6.



Figur 6: *Stordrift mot antall konsultasjoner per kontor*

Regresjonslinjen i figur 6 er brattere enn i de to figurene over. Det indikerer at aktivitetsnivå er mer avgjørende for *stordrift* enn antall leger og antall listeinnbyggere per kontor. Stordriftsfordelene er dermed mer fremtredende når vi studerer antall konsultasjoner.

I likhet med antall listeinnbyggere per kontor, kan kontor med få leger og mange konsultasjoner fremstå større enn de er når vi kun ser på antall leger per kontor. Tabell 28 i appendiks viser at kontoret med flest antall konsultasjoner i snitt har 7 850 per lege. Gjennomsnittlig antall konsultasjoner per kontor er likevel 3 100 per lege på kontoret. Vi antar derfor at observasjonene lengst til høyre i figur 6 primært reflekterer større fastlegekontor.

At vi observerer en sterk positiv sammenheng mellom *stordrift* og *antall konsultasjoner* kan skyldes konsultasjonenes tette tilknytning til fastlegekontorenes variable inntekter. Som nevnt i forskningsspørsmål 1 står refusjoner og egenandeler betalt av pasienter for omkring 72 prosent av totale inntekter. Disse inntektskomponentene genereres av antall konsultasjoner, og en økning i *antall konsultasjoner* øker derfor *stordrift*.

De tre figurene indikerer at det er stordriftsfordeler i norske fastlegekontor. Antall konsultasjoner per kontor fremstår som den variabelen med sterkest påvirkning på *stordrift*. Konsultasjoner er et resultat av listelengde og listeinnbyggernes etterspørsel. Ettersom antall leger per kontor og listelengde i større grad enn konsultasjoner utgjør strategiske valg, studerer vi videre hva som er optimale størrelser for disse to variablene.

Optimalt antall leger

For å finne hvilket antall leger per kontor som maksimerer *stordrift*, benytter vi en kvadratisk funksjon. Kvadratiske funksjoner er fleksible og tillater å estimere optimale størrelser. Funksjonsformen er dessuten anvendt i flere empiriske studier av stordriftsfordeler i helsesektoren (Kristensen et al., 2008; Preyra & Pink, 2006). Den kvadratiske funksjonen for stordrift med antall leger per kontor som størrelsesmål er gitt av formel 12.

$$Stordrift_{it} = \beta_0 + \beta_1 Antall Leger_{it} + \beta_2 Antall leger_{it}^2 + \varepsilon_{it}$$

Formel 12: Kvadratisk funksjon med antall leger

Med formel 10 som utgangspunkt benytter vi OLS-regresjon for å estimere koeffisientene. Resultatene følger av tabell 18.

	Stordrift
Antall leger	0.2340** (0.0959)
Antall leger kvadrert	-0.0241*** (0.0086)
Konstantledd	2.1420*** (0.2428)
Observasjoner	792
Kontor	132
R ²	0.0330
Justert R ²	0.0304
Metode	OLS

Standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

**** p<.01, ** p<.05, * p<.1*

Tabell 18: OLS-regresjon – kvadratisk funksjon med antall leger

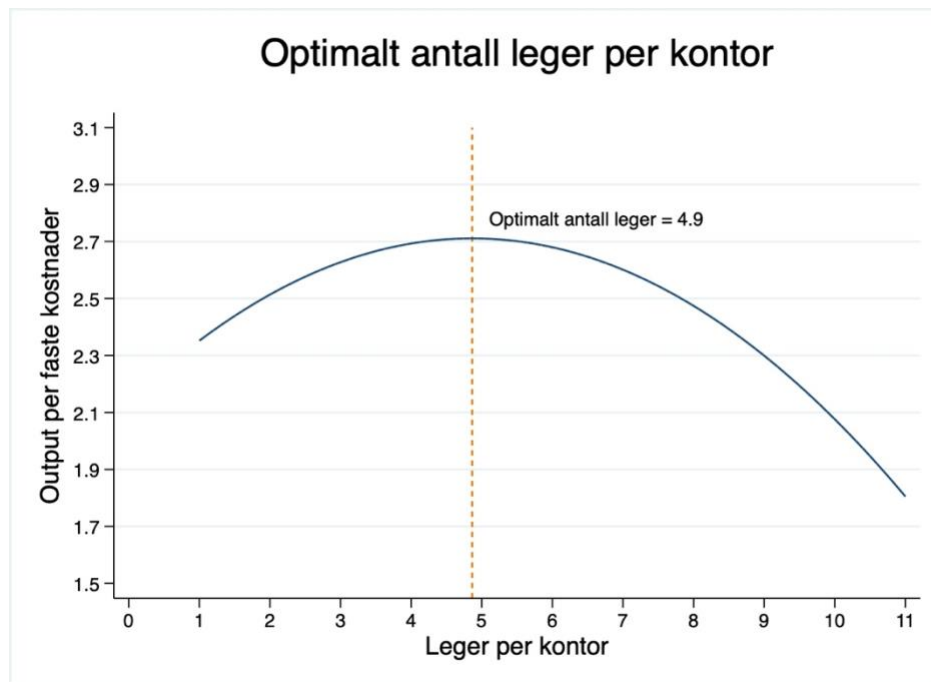
Tabell 18 viser at økt *antall leger* har positiv påvirkning på *stordrift*. Sammenhengen er signifikant på 5-prosentnivå. Samtidig har det kvadrerte leddet negativ påvirkning på *stordrift*, signifikant på 1-prosentnivå. Som forklart i kapittel 3, impliserer kombinasjonen av positiv β_1 og negativ β_2 at funksjonen har en omvendt u-formet kurve. Det eksisterer dermed et globalt maksimumspunkt for *stordrift*, som reflekterer optimalt antall leger.

Den lave forklaringskraften på 3 prosent indikerer at antall leger kun forklarer en liten del av variasjonen i variabelen *stordrift*. Formålet med regresjonen er likevel ikke å finne hva som forklarer stordriftsfordelene, men å studere hvor mange leger som arbeider på kontorene med høyest inntekter per faste kostnadskrone. For å lokalisere maksimumspunktet setter vi den deriverte funksjonen lik 0. Sammen med koeffisientene fra regresjonen i tabell 18 gir det følgende:

$$\frac{\partial \text{Stordrift}}{\partial \text{Antall leger}} = 0.2340 + 2 \times (-0.0241) \times \text{Antall Leger} = 0$$

Formel 13: Derivert funksjon med antall leger

Formel 12 og optimumspunktet er illustrert i figur 7.



Figur 7: Optimalt antall leger per kontor

Vi finner at optimal kontorstørrelse er 4,9 leger per kontor. Det maksimerer driftsinntekter per faste kostnader blant fastlegekontorene i vårt utvalg. I tabell 8 så vi at gjennomsnittlig antall leger per kontor er 4,1 i analyseperioden. Sett opp mot optimum indikerer det at det foreligger urealiserte stordriftsfordeler i norske fastlegekontor. Resultatene er i overensstemmelse med tidligere empiri. Pope og Burge (1996) fant at 5,2 leger var optimalt i amerikanske legekontor, mens Kristensen et al. (2008) fant 5,7 leger per kontor som optimalt i Danmark.

Hva gjelder optimum på 4,9 leger per kontor, er det interessant å vurdere hva som skyldes at et legekontor hverken bør ha for få eller for mange leger. Det var tydelig allerede i figur 4 at de minste og de største kontorene hadde lavere verdier av *stordrift* relativt til de mellomstore kontorene.

Heltallsproblematikk kan være en årsak til at de minste kontorene ikke er best når vi studerer *stordrift*. Fastlege Gunnar Ramstad sitt estimat på 0,7 hjelpepleier per lege, nevnt i forskningsspørsmål 1, kan bidra til å forklare venstresiden av optimum. Mens én lege har behov for én hjelpepleier, klarer tre leger seg med to hjelpepleiere. Det gir et legekontor med tre leger mulighet til å oppnå mer output per faste kostnadskrone. Altså er det bedre å være flere enn få leger.

Kompleks organisering kan være en årsak til at de største kontorene ikke har høyest inntekter per faste kostnadskrone. Pindyck og Rubinfeld (2009) viste at kompleks organisering kan være kilde til stordriftsulemper. Videre har EY og Vista Analyse (2019) vist at 5 prosent av selvstendig næringsdrivende fastlegekontor i Norge har en leder som ikke er fastlege. Slike ledere har begrensede muligheter til å generere inntekter. De administrative oppgavene øker når legekontorene vokser i størrelse, og det er derfor ikke urimelig at de største kontorene utgjør hovedandelen av de 5 prosentene. Det antyder at kompleks organisering kan være kilde til stordriftsulemper blant de største legekontorene i utvalget.

En annen forklaring for at de største kontorene ikke er best målt ved *stordrift*, kan være gjennomsnittlig listelengde per lege. Som diskutert under figur 4 har de største kontorene i utvalget kortere listelengder enn solopraktiserende legekontor. Det påvirker legekontorenes inntekter, og telleren i *stordrift*. En årsak til at fastlegene i de største kontorene har kortere lister kan være at store kontor tiltrekker seg leger med lavere nytte av å maksimere økonomiske egeninteresser.

Optimal listelengde per lege

Fra figur 5 fant vi at det er stordriftsfordeler i norske legekontor når vi bruker listeinnbyggere per kontor som størrelsesvariabel. For å studere optimal listelengde på tvers av fastlegekontorene i utvalget gjøres variabelen størrelsesuavhengig. Vi vil derfor estimere optimal listelengde per lege.

Vi bruker samme metodiske fremgangsmåte for å estimere optimal listelengde per lege, som anvendt for å finne optimalt antall leger per kontor. Regresjonen i tabell 19 er basert på formel 12, men antall leger er erstattet med antall listeinnbyggere per lege.

	Stordrift
Listeinnbyggere/ lege	0.0311** (0.0015)
(Listeinnbyggere/ lege) kvadrert	-0.0001* (0.0001)
Konstantledd	0.2316 (1.0428)
Observasjoner	792
Kontor	132
R ²	0.0458
Justert R ²	0.0434
Metode	OLS

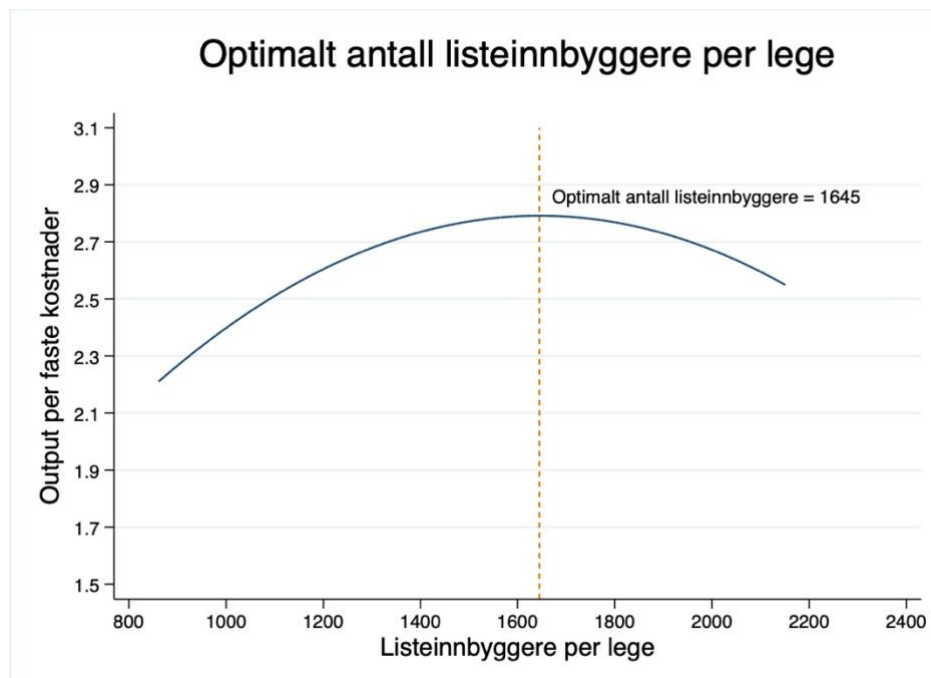
Standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

**** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$*

Tabell 19: OLS-regresjon – kvadratisk funksjon med listeinnbyggere per lege

Forklaringskraften i regresjonen fra tabell 19 er høyere enn forklaringskraften fra tabell 18 da vi studerte antall leger. Sammenhengene mellom *listeinnbyggere per lege* og *listeinnbyggere per lege kvadrert*, mot *stordrift* er signifikante på henholdsvis 5- og 10-prosentnivå. Koeffisientenes fortegn indikerer at vi kan finne globalt maksimum ved å sette den deriverte funksjonen lik 0. Regresjonslinjen og optimum er illustrert i figur 8.



Figur 8: Optimalt antall listeinnbyggere per lege

Figur 8 viser at fastlegekontor med gjennomsnittlig listelengde lik 1 645 listeinnbyggere per lege er optimalt. Det maksimerer inntekter per faste kostnadskrone for fastlegekontorene i utvalget. I tabell 8 fant vi at utvalgets gjennomsnittlige listelengde per lege var 1 300. Optimum antyder derfor at det er gunstig å øke gjennomsnittlig listelengde per lege, til tross for at tabell 8 viste at listelengden har falt i analyseperioden.

Vi har sett at antall listeinnbyggere er en viktig driver for inntekten i fastlegekontorene. Basistilskuddet er gitt av listelengden, og listelengde er høyt korrelert med antall konsultasjoner, som driver refusjoner og egenandeler. Pindyck og Rubinfeld (2009) forklarer at stordriftsfordeler handler om fallende enhetskostnader med økt produksjonsvolum. Med en antagelse om at listelengden danner utgangspunkt for antall konsultasjoner, er det naturlig å tenke at *stordrift* øker med listelengden. Det er derfor interessant at optimal listelengde er lavere enn utvalgets maksimale listelengde på 2 150 listeinnbyggere vist i tabell 9.

At maksimal listelengde ikke er optimalt, kan skyldes flere årsaker. Som diskutert i forskningsspørsmål 1, kan sammensetningen av innbyggerne på fastlegelisten ha betydning for antall konsultasjoner. Konsultasjonene danner grunnlag for den variable inntekten, som utgjør den største andelen av de totale inntektene. At maksimal listelengde ikke er optimalt kan derfor skyldes at mindre lønnsomme pasientgrupper er mer fremtredende i de lengste fastlegelistene. Lange lister kan dessuten trigge et økt behov for resepsjonsarbeid, laboratorietester og sårstell. Det gir et større behov for hjelpepleiere, som øker personalkostnadene og dermed nevneren i *stordrift*.

Samlet viser analysen at 4,9 leger per kontor og 1 645 listeinnbyggere per lege er optimalt. Det er likevel ikke gitt at ethvert fastlegekontor bør tilpasse seg etter våre optimumsverdier. Legekontorene i utvalget kan allerede være optimalt tilpasset sin lokale markedssituasjon. Ser vi bort fra markedssituasjonen hos det enkelte kontor, fremgår likevel visse størrelser å være mer gunstige enn andre, for å oppnå stordriftsfordeler.

Robusthetsanalyse

I denne delen gjennomfører vi tre robusthetstester. Formålet er å se om estimatene våre er robuste for endringer i definisjonen av variabelen *stordrift*, og for endringer i utvalgsstørrelse.

Definisjonen av variabelen *stordrift* innebærer valg om hva som skal utgjøre output og hvilke kostnader som skal inkluderes. Som Kristensen et al. (2008) bruker vi faste kostnader i nevner. Etter samtale med Gunnar Ramstad har vi valgt å anse personalkostnader som fast kostnad. Det kan likevel diskuteres om regnskapsposten er fast, ettersom legekantor kan endre antall hjelpepleiere på lang sikt. Kristensen et al. (2008) definerte personalkostnader som variable kostnader, og vi ønsker derfor å teste hvordan det ville påvirket resultatene våre. I tabell 20 har vi trukket fra personalkostnadene i nevneren til den avhengige variabelen *stordrift*. Ellers er regresjonsmodellene identiske med regresjonene i tabell 18 og 19.

	(1)	(2)
Antall leger	0.5374*	
	(0.3231)	
Antall leger kvadrert	-0.0591**	
	(0.0277)	
Listeinnbyggere/ lege		0.0036
		(0.0056)
(Listeinnbyggere/ lege) kvadrert		-0.0001
		(0.0001)
Konstantledd	5.2745***	3.2020
	(0.8628)	(3.8272)
Observasjoner	792	792
R ²	0.0129	0.0155
Justert R ²	0.0104	0.0090
Metode	OLS	OLS

Standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Tabell 20: Robusthetstest – *stordrift med fast kostnad uten lønnskostnad*

Som tidligere finner vi optimale størrelser ved å sette den deriverte funksjonen av regresjonene fra tabell 20 lik 0. Det gir optimalt antall leger tilsvarende 4,6, og optimal listelengde per lege lik 1 987. Utelatelsen av personalkostnader i faste kostnader medfører et lavere optimalt antall leger og en lengre optimal listelengde, relativt til funnene i hovedanalysen. Spesielt interessant er endringen i optimal listelengde, som her er nær utvalgets maksimumsverdi. At optimal listelengde er kortere når personalkostnader inngår i faste kostnader som i hovedanalysen, bekrefter at listelengden har sammenheng med behovet for hjelpepleiere. Inntektseffekten av

å øke listelengden utover 1 645 listeinnbyggere, er altså mindre enn den økte kostnaden som kommer av økt behov for hjelpepleiere til å dekke ekstra arbeid. Det forklarer hvorfor 1 987 er optimalt når vi ikke tar høyde for personalkostnader. Merk likevel at signifikansnivå og forklaringskraft i modellen er lav.

I den andre robusthetstesten endrer vi *stordrift*, og studerer inntekter per totale kostnader. I hovedanalysen utelot vi varekostnader, ettersom vi anså denne regnskapsposten for å være variabel. Kristensen et al. (2008) forklarte at legene i stor grad bruker kostnadsminimerende volum av variable inputressurser. Argumentet tar ikke høyde for at større kontor kan ha lavere varekostnader som resultat av bedre innkjøpsbetingelser. Vi anser det derfor som nødvendig å teste *stordrift* med totale kostnader i nevner. Foruten endringen i avhengig variabel følger også regresjonene i tabell 21 samme struktur som i tabell 18 og 19.

	(1)	(2)
Antall leger	0.2258*** (0.0789)	
Antall leger kvadrert	-0.0227*** (0.0069)	
Listeinnbyggere/lege		0.0029** (0.0014)
(Listeinnbyggere/lege) kvadrert		-0.0001* (0.0001)
Konstantledd	1.9059*** (0.2020)	0.2173 (0.9488)
Observasjoner	792	792
R ²	0.0391	0.0363
Justert R ²	0.0367	0.0339
Metode	OLS	OLS

Standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

**** p<.01, ** p<.05, * p<.1*

Tabell 21: Robusthetstest – stordrift med totale kostnader

Koeffisientene fra tabell 21 gir at 5,0 leger per kontor og 1 563 listeinnbyggere per lege er optimalt. Til sammenligning var optimale størrelser henholdsvis 4,9 leger og 1 645 listeinnbyggere i hovedanalysen. Altså er optimalt antall leger høyere og listelengden lavere, når varekostnadene inkluderes i nevneren til *stordrift*. Det indikerer at innkjøpsavtaler har betydning for legekantorene, selv om vi anså innkjøpsavtaler som lite relevant for fastlegebransjen under presentasjon av teori om stordriftsfordeler i kapittel 4. Et høyere

optimalt antall leger impliserer at større legekantor har lavere vareenhetskostnader, som kan skyldes kvantumsrabatter. Utover dette utfordrer ikke testen robustheten ved resultatene våre. Forklaringskraften og signifikans er forholdsvis lik som i hovedanalysen. Altså er omkring 5 leger og rundt 1 600 pasienter optimalt basert på denne og opprinnelig analyse.

I kapittel 3 viste vi at særlig to forhold er interessante å studere etter estimering av en kvadratisk funksjon. Det første er å undersøke at ekstremalpunktet ligger i observasjonenes variasjonsområde, for å undersøke at optimum har praktisk betydning. Dette tilfredsstilles både i analysen av optimalt antall leger og optimalt antall listeinnbyggere. Det andre punktet fremmet viktigheten av å vurdere hvorvidt vi har nok data over hele variasjonsområdet for å få et meningsfylt estimat. Av figur 4, så vi at det er relativt få observasjoner med flere enn syv leger per kontor. Vi anser det derfor som nødvendig å gjennomføre en robusthetstest, hvor vi kun ser på kontor med 1 til 7 leger. Resultatene fremgår av tabell 22.

	(1)	(2)
Antall leger	0.2806*	
	(0.1617)	
Antall leger kvadrert	-0.0293	
	(0.0185)	
Listeinnbyggere/ lege		0.0030*
		(0.0015)
(Listeinnbyggere/ lege) kvadrert		-0.0001*
		(0.0000)
Konstantledd	2.0560***	0.3489
	(0.3312)	(1.0736)
Observasjoner	774	774
R ²	0.0222	0.0396
Justert R ²	0.0196	0.0372
Metode	OLS	OLS

Standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

**** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$*

Tabell 22: Robusthetstest – stordrift med 1 til 7 leger per kontor

Koeffisientene i regresjonstabellen gir at 4,8 leger per kontor og 1 634 listeinnbyggere per lege er optimalt. Variablene har lavere signifikansnivå, og forklaringskraften er lavere i begge kolonner, sammenlignet med hovedanalysen. Estimaten er likevel i overensstemmelse med funnene i hovedanalysen, som betyr at resultatene er robuste for endringene i utvalgsstørrelse.

Oppsummering av forskningsspørsmål 3

For å studere om det er stordriftsfordeler i norske fastlegekontor definerte vi variabelen *stordrift* som inntekter per faste kostnadskrone. Vi plottet *stordrift* mot tre ulike størrelsesmål, henholdsvis *antall leger per kontor*, *antall listeinnbyggere per kontor*, og *antall konsultasjoner per kontor*. Regresjonslinjen var stigende i alle plottene, og antyder at det er stordriftsfordeler i det norske fastlegemarkedet.

Videre brukte vi kvadratiske funksjoner for å estimere hvilke verdier av antall leger per kontor, og listelengde per lege, som optimerte *stordrift*. Vi fant 4,9 leger per kontor, og 1 645 listeinnbyggere per lege som optimalt. Til sammenligning fant Kristensen et al. (2008) at 5,7 leger er optimalt i danske legekontor, og Pope og Burge (1996) fant 5,2 leger som optimalt i USA. Merk at hva vi omtaler som «optimalt» kommer fra estimering basert på hvordan legekontorene i utvalget har prestert i analyseperioden. Hvorvidt legekontorene er tilpasset sine lokale markedssituasjoner er uvisst, og estimatet må tolkes med forsiktighet.

Vi har gjennomført flere robusthetstester for å studere hvordan estimatene påvirkes av endringer i utvalgsstørrelse og definisjonen av *stordrift*. Funnene fungerer som en sensitivitetsanalyse, og er oppsummert i tabell 23 sammen med estimatene fra hovedanalysen.

	Output per faste kostnad	Faste kostnader uten personalkostnader	Output per totale kostnad	Utvalg: 1-7 leger
Antall leger	4.86	4.55	4.97	4.78
Listeinnbyggere/ lege	1645	1987	1563	1634

Tabell 23: Sensitivitetsanalyse - optimalt antall leger og listelengde

Samlet antyder resultatene at det er stordriftsfordeler i norske fastlegekontor, og at optimalt antall leger per kontor ligger mellom 4,6 og 5,0. Optimal listelengde per lege er estimert mellom 1 563 og 1 987 listeinnbyggere. I neste del studerer vi hvordan kontorstørrelsen påvirker kvalitet.

6.4 Analyse av forskningsspørsmål 4

Hvordan varierer kvalitet med legekantorstørrelse?

Hittil har vi studert lønnsomhetsnivå, variabelers påvirkning på driftsmargin og om det er stordriftsfordeler i norske fastlegekontor. Vi har avdekket at størrelse har betydning for lønnsomhet. I dette forskningsspørsmålet studerer vi hvordan kvalitet varierer med legekantorstørrelse. Kvalitet fremgår som et viktig satsningsområde for Helsedirektoratet, og er diskutert i Handlingsplanen for allmennlegetjenesten 2020 til 2024 (Helse- og omsorgsdepartementet, 2020). I den følgende analysen studeres fire kvalitetsmål, utover lovbestemte kvalitetskrav og etiske regler for leger som nevnt i kapittel 1 (Forskrift om fastlegeordning i kommunene, 2012, §16-§29; Legeforeningen, 2015)

Kvalitetsforhold er krevende å definere, lite målbare, og kan omfatte komplekse mellommenneskelige relasjoner som ligger utenfor hva vi ønsker å undersøke i denne oppgaven. Kvalitetsmålene vi undersøker baseres på kvalitetsindikatorer som fremgår av Senter for kvalitet i legekantor (SKIL) og nasjonale indikatorer fra Helsedirektoratet. Sett i sammenheng med tidligere empiri er dette en fornuftig måte å studere kvalitet i legekantor fra et økonomisk perspektiv.

Gitt Handlingsplanens mål om en mer teambasert fastlegetjeneste med større legekantor, anser vi det som interessant å se om større kontor leverer høyere eller lavere kvalitet enn mindre kontor. Det tester vi ved å studere hvordan kvalitetsindikatorene *listekvalitet*, *spesialistkvalitet*, *erfaringskvalitet*, og *vikarkvalitet* varierer med kontorstørrelse.

For å besvare forskningsspørsmålet presenteres først de fire kvalitetsindikatorerne som legger grunnlaget for analysen. Indikatorerne normaliseres og plottes, for å se hvordan kvaliteten har utviklet seg over tid. Deretter benyttes OLS- og FE-regresjoner for å studere hvordan kvalitet varierer med kontorstørrelse. Til slutt gjennomføres en robusthetsanalyse.

Kvalitetsindikatorer

Det finnes lite data om pasienters subjektive oppfatning av kvalitet. Derfor benyttes ofte mer kvantitative kvalitetsmål i studier om kvalitet i legekantor. Det sammenfaller med oppgavens tilnærming. I det følgende presenteres de fire kvalitetsindikatorerne vi bruker, og hva som indikerer god og dårlig kvalitet for målene. De fire indikatorerne standardiseres i intervallet 0

til 100 ved hjelp av normaliseringsteknikken som ble gjennomgått i kapittel 3. En verdi lik 100 indikerer maksimal kvalitet, mens en verdi lik 0 indikerer dårligst kvalitet.

Indikatoren *listekvalitet* er hentet fra SKIL (2018). Hvilken listelengde som indikerer god kvalitet, er basert på funn fra Eide et al. (2016) som viste at leger med lister i intervallet 901 til 1300 listeinnbyggere hadde høyest kvalitet. Ved listelengder over eller under dette intervallet, ble kvaliteten påvirket negativt. Eksempelvis kan leger med kortere lister ha mer arbeid utenfor fastlegekontoret, som reduserer legenes tilgjengelighet. På motsatt side kan også de lengste fastlegelistene føre til lavere tilgjengelighet, som følge av legens kapasitetsbegrensning.

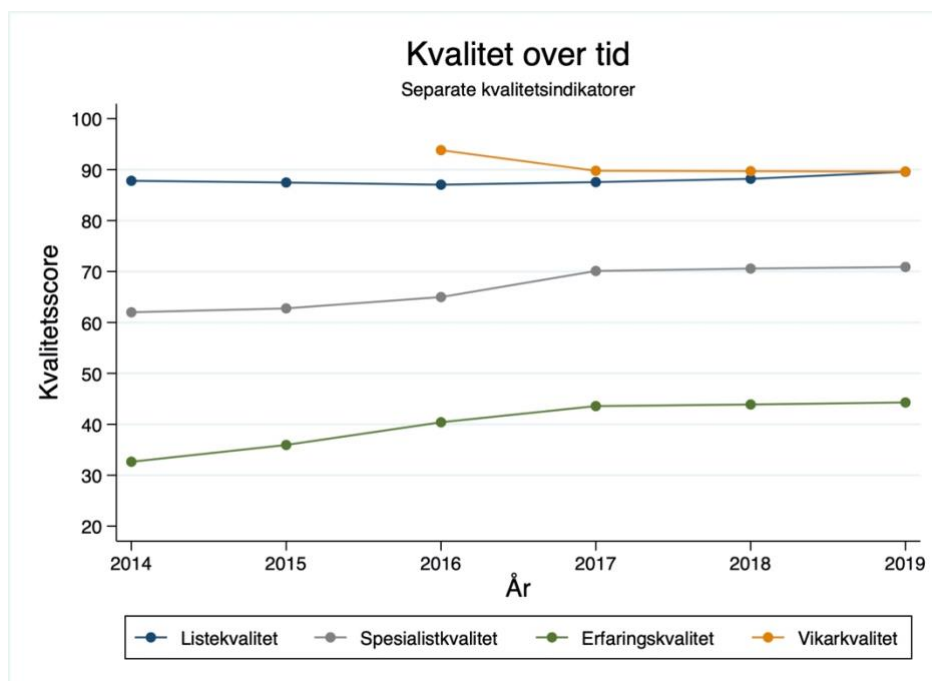
I normaliseringsprosessen av *listekvalitet* har legekantor med gjennomsnittlig listelengde per lege innenfor intervallet 901 til 1 300 fått scoren 100. Avvik fra intervallet gir kvalitetsscore under 100. Det største avviket er fra kontoret med 2 151 listeinnbyggere per lege, og dette kontoret får listekvalitet 0 etter transformasjonen. Normaliseringen er basert på absolutte avvik. Dermed får eksempelvis kontor med 861 listeinnbyggere per lege, og kontor med 1340 listeinnbyggere per lege kvalitetsscore lik 96,5. Kontorene har lik kvalitetsscore fordi begge listelengdene har lik avstand fra Eide et al. (2016) sitt intervall.

Indikatoren *spesialistkvalitet* fremgår av SKIL (2018), og er samtidig et av Helsedirektoratets nyeste kvalitetsmål. Helsedirektoratet (2020a) forklarte at økt andel spesialister gir større faglig trygghet både for fastlegen og pasienten. Det fremgikk videre av Helse- og omsorgsdepartementet (2020) at økt spesialistandel øker kvaliteten for listeinnbyggerne. For å måle spesialistkvalitet bruker vi variabelen *andel spesialister*. Variabelen er en prosentsats, og vi multipliserer observasjonenes verdier med 100 for å normalisere variabelen til verdiintervallet 0 til 100. Et legekantor hvor *andel spesialister* er 0,53 får dermed score lik 53 i *spesialistkvalitet*.

Evalueringen av fastlegeordningen i 2019 viste at kontinuitet i lege-pasientforholdet er et av de viktigste elementene for å oppnå tjenester av god kvalitet (EY & Vista Analyse, 2019,). En litteraturstudie av Saultz og Abedawi (2004) fant videre en gjennomgående positiv sammenheng mellom kontinuitet og pasienttilfredshet. Varighet av fastlegeavtalen har blitt benyttet som mål på kontinuitet i flere forskningssammenhenger, og benyttes også i denne oppgaven gjennom indikatoren *erfaringskvalitet*. Tabell 9 viste at erfaring per lege varierer fra

1 til 23,3 år. I normaliseringsprosessen har vi gitt kvalitetsscore 0 til fastlegekontorene med kortest erfaring, og score 100 til kontorene med lengst erfaring. Scoren til *erfaringskvalitet* er fordelt lineært mellom legekontorene med kortest og lengst erfaring per lege.

Den siste kvalitetsindikatoren er *vikarkvalitet*. Som avdekket i tidligere forskning, indikerer økt vikarbruk dårligere kvalitet, som følge av brudd på kontinuitet i lege-pasientforholdet (EY & Vista Analyse, 2019). Vi har derfor valgt å gi legekontor med null vikardager per lege kvalitetsscore lik 100, og legekontor med 365 vikardager per lege score lik 0. Scoren til *vikarkvalitet* er fordelt lineært mellom legekontorene med minst og flest vikardager per lege. Vi studerer kun *vikarkvalitet* for årene 2016 til 2019. Det skyldes unøyaktig rapportering av vikarbruk i 2014 og 2015.



Figur 9: Kvalitetsindikatorer over tid

I figur 9 har vi plottet de fire kvalitetsindikatorerne, for å illustrere deres utvikling i analyseperioden. Figuren baseres på gjennomsnittlige verdier fra utvalgets 132 fastlegekontor. Figuren viser at *listekvalitet*, *spesialistkvalitet* og *erfaringskvalitet* har hatt en positiv utvikling, mens *vikarkvalitet* har hatt en svak negativ utvikling i analyseperioden.

At *listekvalitet* har økt i analyseperioden betyr at fastlegekontorenes gjennomsnittlige listelengder har konvergert mot intervallet 901 til 1300 listeinnbyggere i analyseperioden. Videre betyr økt *erfaringskvalitet* og økt *spesialistkvalitet* at gjennomsnittlig erfaring per lege

og spesialistandelen har økt i kontorene. På motsatt side tilsier fallende *vikarkvalitet* at vikarbruken har økt. Det bidrar til at flere pasienter opplever brudd på kontinuiteten i lege-pasientforholdet.

At *erfaringskvalitet* har et lavere kvalitetsnivå enn de øvrige indikatorene skyldes måten vi har konstruert indikatoren. Et fastlegekontor får bedre kvalitetsscore med økt antall års erfaring, og kun kontoret med lengst erfaring per lege har fått score 100. I tabell 9 observerte vi at fastlegekontor i snitt har 9,96 års erfaring per lege. Det er under halvparten av maksimal erfaring, og det er derfor forventet at kontorene i snitt vil ha kvalitetsscore under 50. Utvikling over tid er likevel mer interessant å studere enn nivå.

I forskningsspørsmål 2 og 3 avdekket vi at størrelse betyr noe for lønnsomheten i fastlegekontor. I det følgende vil vi benytte de fire kvalitetsindikatorene i regresjonsanalyser, for å studere hvordan kvalitet varierer med kontorstørrelse. Det kan avdekke om Handlingsplanen for allmennlegetjenesten 2020 til 2024 sitt ønske om større fastlegekontor også bidrar til bedre kvalitet i tjenesten.

Regresjonsanalyse

Vi benytter regresjonsanalyser for å undersøke om det er signifikante sammenhenger mellom kvalitet og ulike kontorstørrelser. Vi gjør fire separate regresjoner hvor kvalitetsindikatorene brukes som avhengig variabel. De uavhengige variablene omfatter ulike størrelsesdummyer for antall leger, og følger lik struktur som i forskningsspørsmål 2. Regresjonslikningen omfatter også en kontroll av årseffekter, ved inkludering av årsummyene. På generell form, legges følgende regresjonslikning til grunn:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{q=2}^Q \beta_q \text{Antall Leger}_{itq} + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

Formel 14: Regresjonslikning – kvalitet

y_{it} angir de ulike kvalitetsmålene. $\text{Antall Leger}_{itq}$ betegner de ulike størrelsesdummyene, som i alt omfatter fem grupper ($Q = 5$). Den minste størrelsesdummyen 1 til 2 leger per kontor er referansegruppe (derfor er $q = 2$). λ_t betegner årsummyene. 2014 utgjør referansegruppen for *liste-*, *erfaring-* og *spesialistkvalitet*, mens 2016 er referanse for *vikarkvalitet*. Sistnevnte

skyldes at vi ikke bruker vikardata for 2014 og 2015, og forklarer hvorfor kolonne 4 i regresjonstabellen har færre observasjoner enn kolonne 1 til 3.

Merk at kontrollvariablene *vikardager per lege* og befolkningsdummyene fra forskningsspørsmål 2, ikke inkluderes i regresjonene. Variablene har ingen åpenbar påvirkning på de ulike kvalitetsindikatorene. *Vikardager per lege* blir dessuten reflektert i den avhengige variabelen *vikarkvalitet*, og befolkningsstørrelsene fremgår i robusthetsanalysen. Kun signifikante år vises i kolonne 1 til 4. Standardfeilene er robuste for heteroskedastisitet og gruppert på kontornivå.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Listekvalitet	Erfaringskvalitet	Spesialistkvalitet	Vikarkvalitet
3-4 leger/ kontor	19.0596*** (5.3947)	-3.5839 (4.3421)	2.7543 (7.2841)	1.9191 (2.3398)
5-6 leger/ kontor	22.0585*** (5.4806)	-7.2498 (4.4908)	2.7416 (7.5448)	1.4500 (2.4441)
7-8 leger/ kontor	24.8916*** (5.3727)	-9.5191* (5.0894)	4.1472 (8.9589)	-2.5534 (2.9045)
9-11 leger/ kontor	28.9320*** (5.0744)	-15.5868*** (4.0447)	-19.8742*** (6.6652)	5.4483** (2.2562)
Årsdummy 2015		3.3644*** (0.4289)		
Årsdummy 2016		7.8063*** (0.6776)		
Årsdummy 2017		11.0662*** (0.8797)	8.0682*** (2.1111)	-4.0603*** (1.3769)
Årsdummy 2018		11.5332*** (1.1120)	8.4486*** (2.2921)	-4.1506*** (1.4469)
Årsdummy 2019		12.0564*** (1.3360)	8.7309*** (2.5879)	-4.1927*** (1.4813)
Konstantledd	71.4341*** (4.9220)	36.9141*** (3.7779)	60.0733*** (6.6054)	92.5825*** (2.1267)
Observasjoner	792	792	792	528
Kontor	132	132	132	132
R ²	0.1706	0.0930	0.0254	0.0329
Justert R ²	0.1610	0.0826	0.0142	0.0199
Årsdummy	JA	JA	JA	JA
Metode	OLS	OLS	OLS	OLS

Standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Tabell 24: OLS-regresjon – kvalitetsindikatorer

Kolonne 1 viser at alle størrelsesdummyene har signifikant høyere *listekvalitet* relativt til legekontor med 1 til 2 leger. Det betyr at listekvaliteten er dårligst i de minste legekantorene.

Koeffisientenes størrelse øker med antall leger. Det er forventet sett opp mot den negative korrelasjonen mellom listelengde per lege og antall leger per kontor fra tabell 10. Modellens justerte forklaringskraft er 16,1 prosent. Den observerte sammenhengen antyder at større legekantor leverer bedre kvalitet.

Tolkningen av sammenhengen mellom *listekvalitet* og størrelsesdummyene er likevel ikke entydig. Variabelen indikerer gjennomsnittlig antall listeinnbyggere per lege for et gitt kontor. Det åpner for at listelengder som er utenfor det ønskede intervallet 901 til 1 300 listeinnbyggere kan gi kvalitetsscore 100. Eksempelvis kan et kontor med to leger ha én fastlegeliste med 850 listeinnbyggere, og en annen liste med 1 350. Gjennomsnittet er da 1 100, og kontoret gis maksimal score i *listekvalitet* selv om begge fastlegelistene er utenfor ønsket intervall. Denne problematikken er gjeldende for alle gruppepraksiser, og gjør det vanskelig å analysere listekvalitet.

I kolonne 2 er *erfaringskvalitet* avhengig variabel. Koeffisientene til alle størrelsesdummyene har negative fortegn, som antyder at erfaringskvaliteten er best i kontor med 1 til 2 leger. I likhet med kolonne 1, øker koeffisientene tilnærmet lineært med økt kontorstørrelse. Den observerte sammenhengen antyder derfor at legekantorenes *erfaringskvalitet* reduseres med økt antall leger per kontor. Det er likevel kun kontor med 7 til 8 og 9 til 11 leger som har signifikant sammenheng med *erfaringskvalitet*. Altså er erfaringskvaliteten dårligst i de aller største fastlegekantorene.

At erfaringskvaliteten er høy i kontor med 1 til 2 leger kan skyldes flere forhold. Legeforeningen (2018) viser til at nye hjemler ofte blir lokalisert ved eksisterende legekantor. Tiltredelsen av nye leger virker negativt på gjennomsnittserfaring i gruppepraksiser. Videre fremgår det av Grytten et al. (2005) at andelen gruppepraksiser er økende. Det kan bety at legene som driver solopraksis har gjort det i lang tid. Det er derfor rimelig å anta at erfaringen generelt er høy blant solopraktiserende leger. De to faktorene kan forklare hvorfor erfaringskvaliteten er høy i de minste kontorene.

Videre er *spesialistkvalitet* avhengig variabel i kolonne 3. Basert på koeffisientenes fortegn og størrelse er spesialistkvaliteten litt høyere i kontor med 3 til 8 leger relativt til kontor med 1 til 2 leger. Sammenhengene er derimot ikke signifikante. Kontor med 9 til 11 leger har signifikant

lavere *spesialistkvalitet* enn kontor med 1 til 2 leger. Koeffisienten angir at disse legekantorene har om lag 20 prosent lavere spesialistandel enn de minste kontorene.

Resultatene er i overensstemmelse med resultatene i kolonne 2. Gjennomsnittlig erfaring per lege er kortere i de største kontorene. Ettersom spesialistutdanningen tar flere år er det mindre sannsynlig at leger med kort erfaring er spesialister. Samlet fremgår det av analysen at de største kontorene har lav *spesialistkvalitet*, og spesialistkvaliteten virker å være relativt lik i legekantor med 1 til 8 leger. Merk likevel at forklaringskraften i kolonne 3 er lav, og andre aspekter enn kontorstørrelse kan derfor forklare forskjeller i *spesialistkvalitet*.

Vikarkvalitet er avhengig variabel i kolonne 4. Fortegnene antyder at det ikke er en lineær sammenheng mellom *vikarkvalitet* og økt antall leger per kontor. Kun kontor med 9 til 11 leger er signifikant forskjellig fra kontor med 1 til 2 leger. Fortegnet er positivt, og indikerer at de største kontorene i utvalget har relativt bedre *vikarkvalitet* enn referansegruppen.

Høy *vikarkvalitet* impliserer lav vikarbruk. At de største kontorene har lavere vikarbruk kan komme av økt fleksibilitet mellom legene. I større kontor kan legene dekke hverandres fravær uten å tilkalle en ekstern vikar. Det bryter fortsatt med kontinuiteten i lege-pasientforholdet, men det er ikke gitt at nedsiden er like stor fordi «vikaren» da har tettere kontakt med pasientens fastlege. Merk at forklaringskraften er lav, og at det dermed er flere forhold utover kontorstørrelse som forklarer *vikarkvalitet*.

OLS-analysen viser at det ikke er entydig hvordan kvalitet varierer med kontorstørrelse. Analysen indikerer at kontorene med 9 til 11 leger leverer best *liste-* og *vikarkvalitet*, men også dårligst *erfaring-* og *spesialistkvalitet*, relativt til de minste kontorene. Det er derfor ikke entydig at større legekantor leverer bedre kvalitet, som Handlingsplanen for allmennlegetjenesten 2020 til 2024 diskuterer. I neste del studerer vi hvordan kvalitet varierer med endring i kontorstørrelse innad i fastlegekontorene.

Faste effekter

Vi bruker FE-regresjon for å studere variasjon innad i legekantorene. Analysen bidrar til å avdekke hvorvidt et individuelt legekantor kan øke eller redusere sin kvalitet, gjennom å endre antall leger ved kontoret. FE-regresjonene i tabell 25 bygger på formel 14, men benytter *log antall leger* som mål på størrelse fremfor størrelsesdummyene. Som nevnt i forskningsspørsmål 2 egner ikke størrelsesdummyene seg for FE-regresjoner som følge av liten variasjon over tid.

	(1) Listekvalitet	(2) Erfaringskvalitet	(3) Spesialistkvalitet	(4) Vikarkvalitet
Log antall leger	32.1952*** (7.9267)	-26.9566*** (4.8596)	-34.6464*** (8.6368)	-2.2035 (4.9877)
Årsdummy 2015		3.6339*** (0.2747)		
Årsdummy 2016	-1.3059* (0.7680)	8.2107*** (0.5592)	3.5792** (1.6431)	
Årsdummy 2017		11.4576*** (0.7496)	8.7895*** (1.9697)	-4.0472*** (1.3683)
Årsdummy 2018		12.2752*** (0.9852)	9.9120*** (2.1391)	-4.0720*** (1.4465)
Årsdummy 2019		13.2395*** (1.2649)	10.9566*** (2.4975)	-4.0940*** (1.4849)
Konstantledd	46.5330*** (10.1545)	67.2055*** (6.2714)	106.4050*** (11.3872)	96.6813*** (6.3998)
Observasjoner	792	792	792	528
Kontor	132	132	132	132
R ²	0.2878	0.4187	0.1173	0.0365
Justert R ²	0.2824	0.4143	0.1106	0.0292
Årsdummy	JA	JA	JA	JA
Metode	FE	FE	FE	FE

Robuste standardfeil i parentes

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Tabell 25: FE-regresjon – kvalitetsindikatorer

Kolonne 1 i tabell 25 viser at *log antall leger* har signifikant positiv påvirkning på *listekvalitet* på 1-prosentnivå. Det indikerer at et individuelt fastlegekontor kan oppnå bedre *listekvalitet* ved å øke antall leger per kontor. Med mindre nyansatte leger har lang erfaring og lang listelengde tar det tid for nye leger å bygge fastlegeliste, om de ikke tar over listen til en avtroppende lege. Tiltredelsen av en begynnende lege med kort listelengde kan trekke ned gjennomsnittslitelengden på kontoret. Dersom gjennomsnittlig listelengde per lege i utgangspunktet var høyere enn 1 300 listeinnbyggere, kan det derfor ha positiv innvirkning for *listekvalitet* å øke antall leger på kontoret.

Videre fremgår det av kolonne 2 og 3 at en økning i antall leger har signifikant og sterk negativ påvirkning på henholdsvis *erfaring-* og *spesialistkvalitet*. At begge koeffisientene er svært negative kan ha sammenheng med korrelasjonen på 0,52 mellom erfaring per lege og andel spesialister. Det ble vist i korrelasjonsanalysen i tabell 10. At en økning i antall leger for et gitt kontor har negativ påvirkning på både *erfaring-* og *spesialistkvalitet*, indikerer at nye leger på kontoret normalt har lav erfaring og mangler spesialistutdanning.

Koeffisientene til årsummyene i kolonne 2 og 3 er signifikante, og øker i størrelse over tid. For *erfaringskvalitet* skyldes det at bransjen har lav turnover, og at snitterfaringen for et individuelt kontor derfor øker for hvert år. Signifikant økende årsummyer for *spesialistkvalitet* kan skyldes et krav om spesialisering som ble innført i 2017, og at stadig flere leger har tilpasset seg dette (Helse- og omsorgsdepartementet, 2020). Forklaringskraften i kolonne 2 og 3 er henholdsvis 41 og 11 prosent, som antyder at en økning i antall leger for et individuelt fastlegekontor har påvirkning på *erfaring-* og *spesialistkvalitet*. Undersøkelser i Stata viser likevel at hovedandelen av forklaringskraften kommer av årsummyene.

Når vi bruker *vikarkvalitet* som avhengig variabel i kolonne 4, er koeffisienten til *log antall leger* negativ. Fortegnet indikerer at økt antall leger øker vikarbruken hos det respektive kontoret. Sammenhengen er ikke signifikant, og forklaringskraften i modellen er lav. Vi kan derfor ikke trekke entydige slutninger om størrelses påvirkning på vikarkvalitet for et individuelt fastlegekontor.

Samlet fremstår en økning i antall leger for et individuelt fastlegekontor som negativt for tre av fire kvalitetsindikatorer. Våre funn ser derfor ut til å stride med Handlingsplanens ønske om større fastlegekontor for å øke kvaliteten i tjenesten. Resultatene må tolkes med forsiktighet, fordi reduksjonen i *spesialist-* og *erfaringskvalitet* av økt antall leger har naturlige årsaker. Kunnskapsnivå og kontinuitet i lege-pasientforholdet for allerede arbeidende leger på kontoret reduseres ikke ved tilførsel av nye leger, selv om gjennomsnittstørrelsene kan antyde noe annet. I større kontor kan kunnskapsdeling og kollektiv læring bidra til at leger med lav erfaring og uten spesialisering kan levere god kvalitet i tjenesten. Det er derfor ikke åpenbart at økt antall leger har negativ påvirkning på *spesialist-* og *erfaringskvalitet*. Det viser at kvalitet er vanskelig å måle med våre indikatorer.

Robusthetsanalyse

I denne delen gjennomfører vi tre robusthetstester. Formålet er å se om estimatene våre er robuste for endringer i modellenes variabelsammensetning og for endringer i utvalgsstørrelse.

Første test inkluderer befolkningsdummyene for kommunestørrelse som kontrollvariabler i OLS-regresjonene fra tabell 24. Det er usikkert hvordan kommunestørrelse påvirker de ulike kvalitetsmålene. Dummyene har hatt signifikante sammenhenger i flere regresjonsanalyser tidligere i oppgaven, og vi tester derfor om kommunestørrelse også har påvirkning på kvalitet. Resultatene av robusthetstesten viste at befolkningsdummyene ikke var signifikante, at

fortegnene til de uavhengige variablene var uendret, og at koeffisientene fulgte de samme lineære og ikke-lineære trendene som i hovedanalysen. Regresjonstabellen er derfor utelatt fra oppgaven, og resultatene fra hovedanalysen er robuste for kontroll av kommunestørrelse.

I den andre robusthetstesten undersøker vi om estimatene endrer seg dersom vi studerer solopraksis mot gruppepraksis. Testen avdekker om referansegruppen i hovedanalysen, med 1 til 2 leger per kontor, danner grunnlag for feilslåtte tolkninger av samvariasjonen mellom de fire kvalitetsmålene og økt antall leger. Regresjonen følger formel 14, men størrelsesdummyene erstattes med en dummy for solopraksis. Resultatene følger i tabell 26.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Listekvalitet	Erfaringskvalitet	Spesialistkvalitet	Vikarkvalitet
Solopraksis	-35.7116*** (9.0659)	20.0196*** (7.1085)	10.1090 (20.1128)	6.5795** (2.7694)
Årsdummy 2015		3.2995*** (0.3489)		
Årsdummy 2016		7.7514*** (0.6322)	2.9888* (1.7429)	
Årsdummy 2017		10.7769*** (0.8104)	8.0331*** (2.0576)	-4.1027*** (1.3703)
Årsdummy 2018		11.0903*** (1.0207)	8.5075*** (2.2195)	-4.1687*** (1.4314)
Årsdummy 2019	1.7769* (1.0264)	11.6375*** (1.2791)	8.8976*** (2.5327)	-4.1874*** (1.4382)
Konstantledd	88.8859*** (1.6583)	32.0436*** (1.3182)	61.6858*** (2.7518)	93.6197*** (0.9760)
Observasjoner	792	792	792	528
Kontor	132	132	132	132
R ²	0.1040	0.1039	0.0194	0.0316
Justert R ²	0.0971	0.0971	0.0119	0.0242
Årsdummy	JA	JA	JA	JA
Metode	OLS	OLS	OLS	OLS

Standardfeil i parentes

Standardfeil er gruppert på selskapsnivå

**** p<.01, ** p<.05, * p<.1*

Tabell 26: Robusthetstest – OLS-regresjon med dummy for solopraksis

Tabell 26 viser at *listekvalitet* er signifikant lavere i solopraktiserende legekantor relativt til gruppepraktiserende kontor. Det er forventet, ettersom vi har vist at gjennomsnittlig listelengde er 1 700 listeinnbyggere blant solopraktiserende leger, som gir lav *listekvalitet*. Kolonne 2 viser at *erfaringskvalitet* er signifikant høyere i solopraktiserende kontor relativt til gruppepraksiser. Fortegnet samsvarer med hovedanalysen i tabell 24. Videre antyder kolonne

3 at det er høyere *spesialistkvalitet* i solopraksis relativt til gruppepraksis, men sammenhengen er ikke signifikant. Manglende signifikans kan være en konsekvens av lav forklaringskraft og et ikke-lineært mønster blant koeffisientene for størrelsesdummyene fra hovedanalysen i tabell 24.

Kolonne 4 viser at *vikarkvalitet* er signifikant bedre i solopraktiserende legekantor. Det antyder at det er mindre vikarbruk i solopraksiser enn i gruppepraksiser. Samtidig viste hovedanalysen at fortegnene var positive for kontor med 3 til 6 og 9 til 11 leger relativt til kontor med 1 til 2 leger. Det indikerer at kontor med 2 leger drev ned referansegruppens *vikarkvalitet* i hovedanalysen. Vi gjør derfor en robusthetstest hvor vi undersøker solopraksis mot legekantor med to leger.

Robusthetstesten med solopraksis mot kontor med 2 leger gir tilsvarende resultater som testen med solo- mot gruppepraksis i tabell 26. Den eneste forskjellen er marginale ulikheter i koeffisientene. Av den grunn er regresjonstabellen utelatt fra oppgaven. Resultatene viser at det er signifikante forskjeller mellom 1 og 2 leger per kontor i tre av fire kvalitetsmål. *Listekvalitet* er signifikant bedre i kontor med 2 leger, mens *erfaringskvalitet* og *vikarkvalitet* er signifikant dårligere.

Resultatene fra testen med solopraksis mot 2 leger per kontor viser dermed at det er forskjeller mellom kontorene i referansegruppen fra hovedanalysen. Forskjellen følger den lineære trenden i kvalitetsmålene ved økt antall leger for *listekvalitet* og *erfaringskvalitet*. Derfor forstyrrer ikke forskjellene i referansegruppen tolkningen av disse kvalitetsmålene fra hovedanalysen. Det gjelder også tolkningen av *spesialistkvalitet*. Sammenhengen mellom *spesialistkvalitet* og solopraksis er ikke signifikant når vi ser på solopraktiserende kontor mot kontor med 2 leger. Videre antyder robusthetstesten at *vikarkvalitet* er høyere i solopraksis enn i kontor med 2 leger. Det utfordrer tolkningen om at kontor med 9 til 11 leger er signifikant bedre enn de minste kontorene fra hovedanalysen.

Samlet fremgår det av robusthetsanalysen at resultatene fra hovedanalysen er robuste for kontroll av kommunestørrelse. Videre viste den andre og tredje robusthetstesten at resultatene om *listekvalitet*, *erfaringskvalitet*, og *spesialistkvalitet* er robuste for endringer i mål på kontorstørrelse. På den andre siden avdekket robusthetstestene at resultatene om *vikarkvalitet* er mindre robuste.

Oppsummering av forskningsspørsmål 4

Vi har studert fire kvantitative kvalitetsmål for å vurdere hvordan kvalitet avhenger av kontorstørrelse, målt ved antall leger. Valg av kvalitetsmålene og hva som impliserer god og dårlig kvalitet er basert på tidligere empiri. De ulike målene var henholdsvis *listekvalitet*, *erfaringskvalitet*, *spesialistkvalitet* og *vikarkvalitet*.

For å muliggjøre sammenligning av kvalitetsmålene i samme skala foretok vi en normalisering. I prosessen transformerte vi variablene basert på en lineær sammenheng mellom minimums- og maksimumsverdien til den respektive variabelen. Etter normaliseringen hadde de fire kvalitetsmålene verdiintervall fra 0 til 100.

Kvalitetsmålene ble plottet over tid, som viste at *listekvalitet*, *erfaringskvalitet* og *spesialistkvalitet* har økt i analyseperioden. Det indikerer at gjennomsnittlige listelengder per lege for kontorene har konverget mot intervallet 901 til 1300 listeinnbyggere per lege, at kontinuiteten i lege-pasientforholdet har økt, og at andelen spesialister i kontorene har økt. På den andre siden har *vikarkvalitet* falt i analyseperioden, som antyder at vikarbruken har økt i kontorene. Det er negativt for kvalitet, fordi det bryter med kontinuiteten i lege-pasientforholdet.

For å avgjøre hvordan kontorstørrelse påvirker kvalitetsmålene har vi foretatt OLS- og FE-regresjoner. Resultatene antyder at *listekvalitet* øker og *erfaringskvalitet* faller med økt antall leger per kontor både på tvers av og innad i kontorene. Det er derimot ikke entydig hvordan *spesialistkvalitet* og *vikarkvalitet* er påvirket av kontorstørrelse. Kontorene med 9 til 11 leger virker likevel å ha lav *spesialistkvalitet* og høy *vikarkvalitet*, relativt til legekantor med 1 til 2 leger. Robusthetstester viser at *vikarkvaliteten* er bedre i solopraktiserende legekantor enn i kontor med 2 leger, og det er derfor ikke gitt at de største legekantorene har best *vikarkvalitet*.

Samlet antyder resultatene at effekten av økt antall leger per kontor varierer med ulike kvalitetsmål. Det er ikke entydig at økt kontorstørrelse gir bedre kvalitet i tjenesten. Merk at kvalitetsforhold er krevende å definere, og kan omfatte komplekse mellommenneskelige relasjoner. Det er derfor ikke gitt at funnene fra analysen reflekterer hvordan pasientene faktisk opplever kvaliteten i tjenesten.

6.5 Oppsummering av analysen

Etter en omfattende analyse har vi avdekket lønnsomhetsnivået i norske fastlegekontor, hva som kan forklare lønnsomhetsforskjeller mellom kontorene, om det er stordriftsfordeler og hvordan kontorstørrelse påvirker kvalitet.

Vi fant at fastlegekontorene hadde en gjennomsnittlig driftsmargin på 55 prosent i analyseperioden, at driftsmarginen var stabil over tid i bransjen, og at den varierte fra 13 til 72 prosent mellom kontorene. Antall leger per kontor og fastlegekontorenes gjennomsnittlige listelengde per lege kan bidra til å forklare lønnsomhetsforskjellene på tvers av og innad i kontorene. Det indikerer at størrelse har betydning for kontorlønnsomheten. I tillegg fant vi at et fastlegekontor kan oppnå økt lønnsomhet av å øke spesialistandelen på kontoret, etter å ha studert hva som kan forklare lønnsomhetsforskjeller innad i kontorene.

Fastlegekontorenes driftsinntekt per faste kostnadskrone økte med antall leger per kontor, listelengde per kontor og antall konsultasjoner per kontor. Det antyder at det er stordriftsfordeler i det norske fastlegemarkedet. Gjennom optimering fant vi at 4,9 leger per kontor og 1 645 listeinnbyggere per lege maksimerer driftsinntekten per faste kostnadskrone. Ved å videre studere fire kvalitetsindikatorer, avdekket vi at det ikke er entydig hvordan økt antall leger per kontor påvirker samlet kvalitet i legekontorene. Om kvaliteten øker eller faller med økt antall leger, avhenger av hvilket kvalitetsmål som studeres.

I neste kapittel vil vi diskutere funnene våre nærmere, for å se hvordan de sammenfaller med tidligere empiri og innspill fra lederen i Allmennlegeforeningen.

7. Diskusjon

I kapittel 6 presenterte vi en omfattende analyse, og formålet med dette kapittelet er å diskutere resultatene i et større perspektiv. I den anledning har vi presentert hovedtrekkene og enkelte funn fra oppgaven for tidligere fastlege og nå leder i Allmennlegeforeningen, Nils Kristian Klev. Diskusjonen tar utgangspunkt i våre funn, tidligere empiri og Klev sine innspill.

Overordnet baseres oppgaven på hvordan utvalgets fastlegekontor har prestert i analyseperioden. Med vårt datagrunnlag har vi ikke hatt mulighet til å studere hvorvidt kontorene i utvalget er kostnadseffektive. Dermed kan selv kontorene i utvalget med høyest driftsmargin ha ytterligere lønnsomhetspotensial gjennom kostnadsreduksjoner. På den andre siden kan alle legekantorene i utvalget ha tilpasset egen ressursbruk optimalt, som tilsier at kontorene ikke har mulighet til å redusere sine kostnader. Tilgang på mer detaljrik regnskapsdata kunne gitt oss bedre innsikt i hvilke regnskapsposter som har størst potensial for kostnadskutting. Eksempelvis ville det vært enklere å sammenligne husleie og strøm separat, fremfor å studere disse samlet i regnskapsposten andre driftskostnader.

I analysen fant vi at gjennomsnittlig driftsmargin for fastlegekontorene i analyseperioden var 55 prosent. Det er lavere enn hva Legeregnskap (2018) fant i sin inntekts- og kostnadsundersøkelse av norske fastleger. Legeregnskap studerte leger på individnivå, og estimerte at legenes driftsmargin var 59 prosent både i 2012 og i 2016. Selv om studien finner at leger på individnivå har høyere driftsmargin enn hva vi finner for legekantor, er studiene samstemt om at driftsmarginen er stabil over tid.

For å estimere driftsmargin benyttet Legeregnskap basistilskudd, refusjoner og egenandeler som inntektsgrunnlag, og datamateriale fra egne kunder som kostnadsgrunnlag. Beregningen av inntekter er dermed lik som i vår oppgave, og forskjellene i driftsmargin kan skyldes kostnadssiden. Legeregnskap hjelper kontorene i sitt utvalg med regnskapsføring og rådgivning. Det åpner for at legene i deres utvalg er mer kostnadsbevisste, og kan bidra til å forklare avviket i driftsmargin mellom vår og deres studie. Det er likevel ikke gitt at kontorene i vårt utvalg er mindre kostnadsbevisste. Avviket kan også skyldes tilfeldige forhold, eller forskjeller i karakteristika i utvalgene.

Driftsmarginen varierer på tvers av legekantor, og i analysen avdekket vi at utvalgets laveste og høyeste driftsmargin tilsvarte henholdsvis 13 og 72 prosent. Da vi analyserte lønnsomhetsforskjeller på tvers av legekantor, fant vi kun signifikante sammenhenger med listelengde og antall leger. Som vi har sett antyder likevel tidligere empiri at forhold som spesialistandel, kjønn og erfaring kan gi lønnsomhetsforskjeller. At dette ikke bekreftes i oppgaven, kan skyldes at vi studerer legekantor, mens empirien i hovedsak ser på enkeltleger.

Empirien antyder eksempelvis at mannlige leger har bedre lønnsomhet. At kjønnsforskjeller ikke gir utslag i våre analyser kan forklares av at de fleste legekantorene i utvalget har leger av begge kjønn, som gjør at eventuelle forskjeller jevnes ut på kontornivå. Denne tendensen vil også være tilfellet for spesialister og ikke-spesialister, så vel som for leger med lang og kort erfaring. Som påpekt av Klev er det gjort lite forskning med vår tilnærming i helseforvaltningen. At vi ikke identifiserer alle variablene som statistisk signifikante for legekantorenes lønnsomhet, kan dermed anses som et bidrag til forskningen, fordi det viser at variabler ikke nødvendigvis har den samme betydningen når man studerer legekantor.

Vi fant videre at det er stordriftsfordeler i norske fastlegekantor og estimerte at 4,9 leger per kontor maksimerer inntektene per faste kostnadskrone. Resultatene er i overensstemmelse med tidligere empiri. Pope og Burge (1996) fant at 5,2 leger var optimalt i amerikanske legekantor, mens Kristensen et al. (2008) fant 5,7 leger per kontor som optimalt i Danmark. Ulikheter i utvalg og forskjeller i organiseringen av helsesystemet på tvers av landegrensene kan være årsaker til avvikene. En annen årsak kan være ulike estimeringsteknikker.

Som Pope og Burge (1996) benytter vi OLS for å estimere koeffisientene, mens Kristensen et al. (2008) bruker stokastisk grenseanalyse (SFA). SFA dekomponerer regresjonsmodellens feilledd i ineffektivitet og støy, og tillater forskerne å ta høyde for at fastlegekantorene ikke er kostnadseffektive (Rosko & Mutter, 2008). Metoden lar dermed Kristensen et al. estimere hvilket antall leger som er optimalt når kontorene driver kostnadseffektivt. Med OLS-regresjon estimerer vi hvilket antall leger som maksimerer inntekter per faste kostnadskrone gitt måten legekantorene er drevet i analyseperioden. Altså er vårt estimat basert på hvordan fastlegekantorene faktisk presterer, og ikke på hvordan kontorene kunne ha prestert, som studert av Kristensen et al.

Selv om vi fant at det er stordriftsfordeler i norske fastlegekantor antyder optimum på 4,9 leger at stordriftsfordelene ikke er like fremtredende i de største kontorene. Som forklart i analysen

kan optimalisering av hjelpepleierårsverk, og kompleksitetskostnader bidra til å forklare optimumspunktet. I diskusjon med Klev om hvorfor størst ikke var best fremgikk det at større fastlegekontor bruker mye tid på koordinering og samarbeidsmøter, som stjeler verdifull behandlingstid. Det er derfor ikke urimelig at kompleksitetskostnader har betydning i de største kontorene. I tillegg fant vi at gjennomsnittlig listelengde per lege er kortest i de største kontorene. Dersom alle kontorene i utvalget hadde hatt like mange listeinnbyggere per lege og konsultasjoner per lege, ville trolig stordriftsfordelene i de største kontorene vært mer fremtredende enn hva vi observerer i analysen. Det kunne ført til en økning i optimalt antall leger, sammenlignet med vårt estimat på 4,9 leger per kontor.

Det er ikke gitt at ethvert fastlegekontor bør tilpasse seg etter våre optimumsverdier. Legekontorene i utvalget kan allerede være optimalt tilpasset sin lokale markedssituasjon. Legekontorene vil dermed ikke være tjent med å øke eller redusere antall leger på kontoret, for å tilpasse seg etter hva vi omtaler som optimalt. Ser vi bort i fra markedssituasjonen hos det enkelte kontor, fremgår likevel omkring 5 leger per kontor som optimalt for å maksimere inntekter per faste kostnad, som reflekterer stordriftsfordelene.

Analysen bygger på forutsetningen om at antall leger reflekterer antall legeårsverk. Forutsetningen var nødvendig for å sammenligne fastlegekontor på tvers av størrelse, ettersom vi ikke hadde tilgang til legenes stillingsbrøk. I behandlingen av datagrunnlaget gjorde vi derfor flere operasjoner for å sikre at forutsetningen holder. Enkelte legekontor kan likevel ha leger som arbeider deltid. Det kan særlig påvirke analysen om kontorstørrelses betydning på driftsmargin, og estimeringen av optimalt antall leger per kontor. At antall listeinnbyggere er lavest i de største kontorene i utvalget kan antyde at en andel av fastlegene i de største kontorene arbeider deltid. Dersom det er tilfellet, vil de største kontorene se relativt dårligere ut i vår analyse, enn hva de kunne ha gjort dersom forutsetningen om legeårsverk var oppfylt. Det kan bidra til å trekke ned vårt estimat om optimal kontorstørrelse. På motsatt side kan deltidsansatte leger i de minste kontorene bidra til å trekke opp estimatet.

At de største legekontorene i utvalget ikke var mest lønnsomme, betyr ikke at det er ulønnsomt å organisere mange leger i en kjedestruktur. Vi fant at det er mulig å oppnå kvantumsrabatter ved innkjøp av forbruksmateriell, en mulighet også Klev bekreftet at eksisterer. Det kan derfor tenkes at en kjede med flere legekontor kunne fremforhandlet gunstige innkjøpsavtaler, hvilket

kunne bidratt til å redusere varekostnadene. Kjeden kunne dessuten organisert leger i kontor basert på hva vi finner som optimal størrelse. De kunne dermed løst heltallsproblematikk tilknyttet hjelpepleiere, og optimalisert lønnsomheten.

Et aspekt som utfordrer kjedeorganisering, er at fastlegehjemlene følger legene personlig, og er tildelt fra kommuner. En potensiell fastlegekjede står dermed ikke fritt til å rekruttere. Prisene er dessuten regulert, til forskjell fra hva som er tilfellet for de private allmennlegekjedene utenfor fastlegeordningen, som Dr. Dropin. Hvordan eventuelle kjeder kunne blitt organisert er utenfor denne oppgavens formål å avdekke. Funnene våre tyder likevel på at kjededrift kan bidra til reduserte kostnader. Kjededrift i fastlegekontor kan derfor være et interessant å tema for videre forskning.

Analysen viste videre at legekantorenes driftsmargin økte med økt gjennomsnittlig listelengde per lege. Resultatene samsvarer med funn fra Claus og Hove (2020) og Legeregnskap (2018), som begge undersøkte leger på individnivå i enkeltår med deskriptiv statistikk. Til forskjell fra empirien har vi studert fastlegekantorenes gjennomsnittlige listelengde i regresjonssammenheng, og benyttet data over flere år. Som et tillegg til empirien estimerte vi også kantorenes optimale listelengde per lege. Vi fant at 1 645 listeinnbyggere per lege optimerte driftsinntekter per faste kostnadskrone. Klev fant estimatet som oppsiktsvekkende, ettersom målsetningen fra et faglig perspektiv er omkring 200 listeinnbyggere per kurative dag. En listelengde med 200 listeinnbyggere per kurative dag tilsvarer 1 000 listeinnbyggere per lege. Det er dermed et betydelig avvik mellom hva vi finner som økonomisk lønnsomt, og faglig ønsket listelengde. Våre funn antyder derfor at legene har motstridende incentiver, og må gjøre et valg mellom å prioritere økonomisk egeninteresse eller pasientenes beste.

Hva gjelder finansieringsmodellen for fastlegeordningen har det skjedd en endring i basistilskuddet som ligger utenfor analyseperioden. Per 1. mai 2020 innførte regjeringen et knekkpunkt i basistilskuddet, hvor kronetilskuddet er større per første 1 000 listeinnbyggere (Helse- og omsorgsdepartementet, 2020). På den måten kompenseres legene for å ha kortere lister, og myndighetene oppfordrer implisitt til å redusere antallet listeinnbyggere. Dersom tiltaket hadde vært innført i forkant av analyseperioden, ville trolig optimal listelengde vært lavere enn 1 645. Avviket mellom 1 645 og 1 000 listeinnbyggere er likevel betydelig, og det er derfor uvisst hvorvidt kompensasjonen er tilstrekkelig for å eliminere de motstridende incentivene hos legene.

I tillegg til å studere lønnsomhetsvariasjoner og stordriftsfordeler har vi undersøkt hvordan kvalitet varierer med legekantorstørrelse. I analysen av kontorstørrelse og kvalitet benyttet vi kvalitetsindikatorer som måler kvalitet utover lovmessige minstekrav. At samtlige fastlegekontor i utvalget følger lovmessige krav om kvalitet, og etiske regler for leger, er en forutsetning som ligger til grunn for hele analysen.

Å tilfredsstille lovmessige krav om kvalitet innebærer blant annet at legene på kontoret bruker nok tid per pasient, at kontoret har tilstrekkelig antall hjelpepleiere og har nødvendig utstyr for å gjennomføre konsultasjoner. Kravene om kvalitet begrenser dermed fastlegekontorenes mulighet til å redusere kostnader. Det fremgår eksempelvis at 80 prosent av alle henvendelser på telefon normalt skal besvares innen to minutter (Forskrift om fastlegeordning i kommunene, 2012, §21). Det stiller krav til kontorene om å ha tilstrekkelig antall hjelpepleiere for å svare på telefon. Dersom forutsetningen om kvalitet ikke holder, kan fastlegekontor som bryter minstekravene oppnå høyere lønnsomhet relativt til de som følger reglene. Det kan forstyrre tolkningen av lønnsomheten i norske fastlegekontor.

For å studere hvordan kvalitet avhenger av kontorstørrelse brukte vi fire kvantitative kvalitetsindikatorer for å måle kvalitet. Disse var henholdsvis *listekvalitet*, *erfaringskvalitet*, *spesialistkvalitet* og *vikarkvalitet*. Blant kvalitetsmålene åpner særlig definisjonen av *vikarkvalitet* opp for diskusjon. Vi vurderte at vikarbruk påvirket kvalitet negativt, fordi det gir brudd i kontinuiteten i lege-pasientforholdet. Sannsynligheten for at flere listeinnbyggere blir eksponert for en vikar øker med lengden av vikariatene, og dermed reduseres kvaliteten av økt vikarbruk. På den andre siden behøver ikke lange vikariater å være utelukkende negativt. Et langt vikariat kan skape kontinuitet i vikar-pasientforholdet, så lenge legenes fraværsopphold er dekket av en fast vikar. Abelsen et al. (2016) viste likevel at lange vikariater gjerne dekkes av flere vikarer. Det er noe datagrunnlaget ikke har gitt oss mulighet å undersøke. Vi valgte derfor en tilnærming om at økt vikarbruk bryter med kontinuiteten i tjenesten, som virker negativt på kvalitet. I samtaler med Klev støttet han vår tilnærming.

Fra analysen av kvalitet mot kontorstørrelse fant vi ingen entydig sammenheng mellom hvordan antall leger påvirker samlet kvalitet i kontoret. Det til tross for at Handlingsplanen for allmennlegetjenesten 2020 til 2024 argumenterer for at teambaserte fastlegekontor gir bedre tjenestekvalitet (Helse- og omsorgsdepartementet, 2020).

Våre funn er i overensstemmelse med Campbell et al. (2001) som fant at kontorstørrelses effekt på kvalitet varierer med ulike kvalitetsmål. De tydeligste sammenhengene mellom antall leger og kvalitet fremgikk i våre analyser av måltallene *listekvalitet*, som er høy når listelengden ligger i intervallet 901 til 1 300 listeinnbyggere, og *erfaringskvalitet*, som er høy når varigheten av fastlegeavtalen er lang. Kvalitetsmålene endret seg tilnærmet lineært med antall leger, hvor økt antall leger ga høyere *listekvalitet* og lavere *erfaringskvalitet*. Sistnevnte impliserer dårligere kontinuitet i lege-pasientforholdet.

Campbell et al. (2001) studerte også kontinuitet, og fant at kontinuiteten var bedre for gruppepraksiser med godt arbeidsmiljø. Det strider mot våre funn, som antydde at kontinuiteten var best i solopraktiserende legekantor. Til forskjell fra Campbell et al. har vi ikke undersøkt hvordan mellommenneskelige relasjoner kan ha betydning for kvalitet.

Kvalitet er vanskelig å måle, og vi må ta forbehold om at våre kvalitetsmål ikke direkte studerer listeinnbyggernes opplevde tjenestekvalitet. På den andre siden har vi basert definisjonen av kvalitetsmålene på sammenhenger mellom god og dårlig kvalitet fra tidligere empiri. Majoriteten av empirien om kvalitet som er fremlagt i oppgaven studerer pasienters erfaringer. Eide et al. (2016) forklarer at pasientenes erfaringer utgjør det beste grunnlaget for å vurdere pasienttilfredsheten og kvaliteten i helsetjenesten. Våre funn om at det ikke er entydig hvordan kontorstørrelse påvirker samlet kvalitet er dermed gjeldende, hvis den tidligere empirien om kvalitetsmålene er generaliserbar for hvordan norske listeinnbyggere opplever kvalitet.

Samlet viser diskusjonen at resultatene fra analysen sammenfaller med tidligere empiri om legekantor. Vårt estimat om optimalt antall leger per kontor ligger nært funnene i den internasjonale forskningen. Det er interessant ettersom optimalt antall leger ikke er estimert for norske fastlegekantor tidligere. I samtale med Klev, ytret han at vårt estimat om optimal listelengde var mest oppsiktsvekkende. Vi fant et betydelig avvik mellom økonomisk lønnsom og faglig ønsket listelengde. Regjeringens innføring av knekkpunktstillegg i basistilskuddet fra 2020 kan likevel ha redusert avviket i tiden etter analyseperioden. Hva gjelder kvalitet, er det vanskelig å måle med vår tilnærming. Likevel antyder resultatene våre, som empirien, at det ikke er entydig hvordan økt antall leger påvirker kvaliteten i legekantor. I neste kapittel vil vi konkludere oppgavens forskningsspørsmål.

8. Konklusjon

Formålet med dette kapittelet er å svare på oppgavens fire forskningsspørsmål. Hovedfunnene er at lønnsomheten varierer mellom norske fastlegekontor, og at antall leger per kontor og listelengde per lege er variabler som kan bidra til å forklare lønnsomhetsforskjellene. Analysen antyder at det er stordriftsfordeler i det norske fastlegemarkedet, og at det ikke er åpenbart hvordan antallet leger påvirker kvaliteten i kontorene.

Ved å studere lønnsomhet og kvalitet i fastlegekontor har vi undersøkt den norske fastlegebransjen på en måte som ikke har blitt gjort tidligere. Oppgaven bidrar derfor med ny innsikt om lønnsomheten og kvaliteten i norske fastlegekontor.

8.1 Svar på forskningsspørsmålene

1 Hvordan er lønnsomhetsnivået i norske fastlegekontor?

Fastlegekontorenes gjennomsnittlige driftsmargin er 55 prosent i analyseperioden, og reflekterer andelen av inntektene som utgjør legenes lønnsgrunnlag før finansposter og skatt. Lønnsomheten varierer på tvers av kontorene. Høyeste og laveste driftsmargin mellom kontorene i utvalget er henholdsvis 72 og 13 prosent.

For å beregne lønnsomheten konstruerte vi en inntektsproxy bestående av legenes faste basistilskudd og variable refusjoner og egenandeler. Vi finner at den faste komponenten i snitt utgjør 28 prosent, mens de variable komponentene utgjør 72 prosent av totale inntekter i analyseperioden. Undersøkelser av kostnadssiden viser at personalkostnadene er fastlegekontorenes største kostnadspost. Personalkostnadene som andel av inntektene varierer mellom 12 og 48 prosent blant kontorene i utvalget. Effektiv tilpasning av antall hjelpepleiere kan derfor ha stor betydning for lønnsomheten.

Driftsmarginen er stabil over tid, men er noe høyere i 2019. Vi finner at kontorenes KPI-justerte kostnader er svakt fallende i analyseperioden, og at utviklingen i driftsmargin hovedsakelig kan forklares av inntektene. Økningen i inntekter skyldes primært økt antall konsultasjoner og økt antall listeinnbyggere per kontor.

2 *Hvilke variabler kan forklare lønnsomhetsvariasjonene i bransjen?*

Vi finner at antall leger per kontor og fastlegekontorenes gjennomsnittlige listelengde per lege kan bidra til å forklare lønnsomhetsvariasjoner på tvers av fastlegekontorene. Regresjonsanalyser viser at en økning i variablene har signifikant positiv påvirkning på driftsmargin. Fastlegekontorenes størrelse har altså betydning for lønnsomhet, men analysene åpner likevel for at større ikke alltid er bedre. Ved nærmere undersøkelse fremstår kun kontor med tre til seks leger som signifikant mer lønnsomme enn kontor med én til to leger. Vi finner ikke at kontor med flere enn seks leger har signifikant forskjellig lønnsomhet fra de minste kontorene.

Fastlegekontorets størrelse virker å ha større betydning for lønnsomhet enn karakteristika ved legene på kontoret. Kjønnfordeling, erfaring og spesialistandel har ikke signifikant påvirkning på driftsmargin på tvers av kontorene. Det kan skyldes at karakteristika ved enkeltlegene jevnes ut på kontornivå. Fastlegekontorenes e-konsultasjoner som andel av utførte konsultasjoner kan heller ikke forklare lønnsomhetsforskjeller på tvers av kontorene. Analyser av lønnsomhetsforskjeller innad i fastlegekontorene viser likevel at økt spesialistandel, i tillegg til økt antall leger og listelengde, gir signifikant bedre driftsmargin for det enkelte kontor.

3 *Er det stordriftsfordeler, og i så fall hva er optimalt antall leger per kontor?*

Funnene våre antyder at det er stordriftsfordeler i det norske fastlegemarkedet. Stordriftsfordelene forklares av at driftsinntekten per faste kostnadskrone øker med antall leger, antall listeinnbyggere og antall konsultasjoner per kontor.

Vi finner at 4,9 leger per kontor er optimalt for fastlegekontorene i utvalget. Dette antallet leger maksimerer driftsinntektene per faste kostnadskrone. Optimum kan ha sammenheng med at kontor med fem leger løser heltallsproblematikk tilknyttet tilpasningen av antall hjelpepleiere, og unngår kompleksitetskostnader som kan forekomme i de største fastlegekontorene. Merk at legekantorene i utvalget likevel kan være optimalt tilpasset sine lokale markedssituasjoner. Det er derfor ikke gitt at alle legekantor bør tilpasse seg etter hva vi omtaler som optimalt.

Både antall leger og listelengde per lege er valg som er innenfor legekantorenes kontroll. Derfor undersøker vi også fastlegekontorenes optimale gjennomsnittlige listelengde per lege.

Funnene våre viser at 1 645 listeinnbyggere per lege maksimerer driftsinntektene per faste kostnadskrone i kontorene. At lengre lister ikke nødvendigvis er bedre, kan skyldes at listelengden driver et behov for hjelpepleiere. Optimal listelengde per lege tilsvarer 1 990 listeinnbyggere når personalkostnader holdes utenfor beregningen.

4 Hvordan varierer kvalitet med legekontorstørrelse?

Det er tydeligst kvalitetsforskjell mellom de største og minste fastlegekontorene i utvalget. Hvordan kvaliteten varierer med legekontorstørrelse avhenger likevel av kvalitetsmålet som legges til grunn. På den ene siden har kontor med ni til elleve leger relativt lav vikarbruk og listelengde, som resulterer i høy kvalitet. På den andre siden har kontorene med ni til elleve leger lavest spesialistandel og kontinuitet i lege-pasientforholdet, som gir lav kvalitet. Analysen finner dermed ingen entydig sammenheng mellom økt antall leger og samlet kvalitet i fastlegekontorene. Det til tross for at mer teambaserte fastlegekontor fremstilles som kvalitetsforbedrende i Handlingsplanen for allmennlegetjenesten 2020 til 2024. Merk likevel at vi benytter en kvantitativ tilnærming, og tar ikke høyde for mellommenneskelige relasjoner og opplevd kvalitet.

8.2 Begrensninger og forslag til videre forskning

Det er mange områder innenfor fastlegebransjen vi gjerne skulle ha undersøkt nærmere, men som vi har måttet legge fra oss på grunn av tidsbegrensninger eller andre hindringer. Formålet med dette delkapittelet er å dele våre tanker om hva vi mener kan være interessant for videre forskning av norske fastlegekontor.

En begrensning ved oppgaven er at manglende data har gjort det nødvendig å forutsette at antall leger tilsvarer antall legeårsverk. Tilgang til data om antall legeårsverk og legenes tidsbruk tillater mer nøyaktige analyser av hvordan lønnsomhet og kvalitet varierer med fastlegekontorenes aktivitetsnivå. Fra analysen fremgår det dessuten at forholdet mellom antall leger og antall hjelpepleiere virker å ha betydning for lønnsomheten i fastlegekontorene. Utsagn fra Ramstad og Klev indikerer at hver lege har behov for mellom 0,5 og 1 hjelpepleier. Data om antall hjelpepleiere per kontor muliggjør nærmere undersøkelser om hvilke kontorstørrelser som kan løse heltallsproblematikk og minimere personalkostnadene per lege.

Vi har diskutert at kjededrift kan bidra til å redusere fastlegekontorenes kostnader gjennom bedre innkjøpsavtaler og økt fokus på tilpasningen av antall hjelpepleiere. Et aspekt som utfordrer kjedeorganisering er at fastlegehjempler følger leger personlig, og at prisene i markedet er regulert. Hvordan kjeder kunne blitt organisert var ikke innenfor oppgavens formål å undersøke. Vi anser det likevel som interessant for videre forskning å studere hvorvidt kjededrift kan være lønnsomt og gjennomførbart i dagens regulerte fastlegemarked.

I oppgaven fulgte vi en kvantitativ forskningsmetode for å studere sammenhengen mellom kontorstørrelse og kvalitet. Analysen tok ikke hensyn til opplevd kvalitet og mellommenneskelige relasjoner. I videre forskning foreslår vi å gjennomføre en kvalitativ studie av pasientenes erfaringer med ulike kontorstørrelser. Kvalitativ forskning kan studere flere kvalitetsdimensjoner, og dermed gi ytterligere innsikt i sammenhengen mellom tjenestekvalitet og antall leger per kontor.

Appendiks

Kilde	Variabel
Basistilskudd for fastlegeordningen i kommunene	Organisasjonsnummer
	Basistilskudd
	Listelengde
	Erfaring
	Kjønn
	Spesialisering i allmennmedisin
	Fastlønn
	Gruppepraksis
	Deleliste
	Kontroll og utbetaling av helserefusjoner (KUHR)
Egenandeler	
Konsultasjoner	
e-konsultasjoner	
Fastlegeregisteret	Vikar
Statistisk sentralbyrå	Kommunestørrelse
Proff Forvalt	Varekostnader
	Personalkostnader
	Avskrivninger
	Andre driftskostnader

Tabell 27: Variabeloversikt

	N	Min	Snitt	Median	Maks	St. avvik
Konsultasjoner	792	2903	12115	11777	29601	4913
Listeinbyggere	792	1484	5146	4820	12226	2063
Konsultasjoner / listeinbyggere	792	0.88	2.40	2.35	4.11	0.49
Leger / kontor	792	1.00	4.06	4.00	11.00	1.73
Konsultasjoner / lege	792	905	3137	3016	7844	912
Listeinbyggere / lege	792	861	1306	1259	2151	250
KPI-justerte inntekter/ lege	792	898	2111	2047	4317	514
KPI-justerte kostnader/ lege	792	284	927	871	2931	310
KPI-justert resultat/ lege	792	146	1183	1156	2833	429

KPI-justerte tall i hele tusen (2015 er basisår)

Tabell 28: Deskriptiv statistikk for variabler fra forskningsspørsmål 1

Litteraturliste

- Abelsen, B., Gaski, M. & Brandstorp, H. (2016a). Varighet av fastlegeavtaler. *Tidsskriftet for Den norske legeforening*, 22(135), 2045-2049. <https://doi.org/10.4045/tidsskr.15.0003>
- Abelsen, B., Gaski, M. & Brandstorp, H. (2016b). Vikarbruk i fastlegeordningen. *Utposten* 45(6), 30-33. Hentet fra http://www.distriktsmedisin.no/filarkiv/File/Artikler/30_33_Vikarbruk%20i%20fastlegeordningen_Utposten_6_2016w.pdf
- Accenture. (2018). Digitale legetimer skyter fart – er det riktig behandling?. Hentet fra https://www.accenture.com/_acnmedia/PDF-85/Accenture-Digitale-Legetimer-Skyter-Fart-Report.pdf#zoom=50
- Allen, P. M. (1997). *Understanding Regression Analysis* (1. utg.). Boston, MA: Springer
- Allmennlegeforeningen. (2018, 9. desember). Kurs i praksisdrift – noe for deg?. Hentet fra <https://fastlegen.no/artikkel/kurs-i-praksisdrift-noe-for-deg>
- Altinn. (2021). Må jeg ha revisor?. Hentet fra <https://www.altinn.no/starte-og-drive/regnskap-og-revisjon/ma-jeg-ha-revisor/>
- Banker, R. D. & Johnston, H. H. (2006) Cost and Profit Driver Research. *Handbook of Management Accounting Research*, (2)531 – 556. [https://doi.org/10.1016/S1751-3243\(06\)02003-7](https://doi.org/10.1016/S1751-3243(06)02003-7)
- Bjørkholt, O. H. K. & Klev, N. K. (2019). *Sviktende rekruttering av fastleger: Hva gjør kommunene og hvilke virkemidler tar de i bruk?* (Masteroppgave, Universitetet i Oslo). Hentet fra https://www.duo.uio.no/bitstream/handle/10852/69095/1/Master-Bj-rkholt-Klev_endelig_mars-2019.pdf
- Bjørnenak, T. (2019). *Strategiske lønnsomhetsanalyser* (1. utg.). Bergen: Fagbokforlaget.
- Brekke, K. R., Holmås, T. H., Monstad, K. & Straume, O. R. (2015). Do Treatment Decisions Depend on Physicians' Financial Incentives? *Journal of Public Economics*, 155, 74-92. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.09.012>
- Brønnøysundregistrene. (2021, 16. mars). Hvem har regnskapsplikt?. Hentet fra <https://www.brreg.no/innsending-av-arsregnskap/innsendingsplikt-til-regnskapsregisteret/hvem-har-regnskapsplikt/>
- Bruusgaard, D. (2019, 7. januar). Gruppepraksis. Hentet fra <https://sml.snl.no/gruppepraksis>
- Bryman, A. (2006). Integrating quantitative and qualitative research: How is it done?. *Qualitative Research*, 6(1), 97–113. <https://doi.org/10.1177/1468794106058877>

-
- Campbell, S. M., Hann, M., Hacker, J., Burns, C., Oliver, D., Thapar, A., ... & Roland, M. O. (2001). Identifying predictors of high quality care in English general practice: observational study. *BMJ Open*, 323(7316), 1-6. <https://doi.org/10.1136/bmj.323.7316.784>
- Chandra, R. (2004). Adam Smith, Allyn Young, and the division of labor. *Journal of Economic Issues*, 38(3), 787-805. <https://doi.org/10.1080/00213624.2004.11506729>
- Claus, G. & Hove, I. H. (2019). *Fastlegers inntekter og kostnader - om etablering av et datamateriale* (Notater 2019/18). Hentet fra https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/_attachment/382743?_ts=169d880e218
- Claus, G. & Hove, I. H. (2020). *Fastlegers inntekter og kostnader i 2018*. Hentet fra https://www.ssb.no/inntekt-og-forbruk/artikler-og-publikasjoner/_attachment/416783?_ts=1712f3b4268
- Duvaland, L. & Riise-Hanssen, H. B. (2015). Veileder for næringsdrivende leger. Hentet fra <https://www.legeforeningen.no/contentassets/e1b02083342d4b84ace31451af43c4d4/veileder-naringsdrivende-leger.pdf>
- Edwards, H. B., Marques, E., Hollingworth, W., Horwood, J., Farr, M., Bernard, E., ... , Northstone, K. (2017). Use of a primary care online consultation system, by whom, when and why: evaluation of a pilot observational study in 36 general practices in South West England. *BMJ Open*, 7(11). <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2017-016901>
- Eide, T. B., Straand, J., Melbye, H., Rortveit, G., Hetlevik, I., & Rosvold, E. O. (2016). Patient experiences and the association with organizational factors in general practice: results from the Norwegian part of the international, multi-centre, cross-sectional QUALICOPC study. *BMC health services research*, 16(428), 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12913-016-1684-z>
- EY & Vista Analyse. (2019). *Evaluering av fastlegeordningen*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/7cd212bf5f0642c1a5d0d480f0923e6d/evaluering-av-fastlegeordningen---sluttrapport-fra-ey-og-vista-analyse.pdf>
- Ferré, J. (2009). Regression Diagnosis. I Brown, S. D, Tauler, R., og Walczak, B. (Red.), *Comprehensive Chemometrics Vol 3*. (s. 66). Amsterdam: Elsevier
- Forskrift om fastlegeordning i kommunene. (2012). Forskrift om fastlegeordning i kommunene (LOV-2011-06-24-30-§3-2, LOV-1999-07-02-64-§14). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2012-08-29-842>

- Gaardsrud, P. Ø. (2020). Styringsdata for fastlegeordningen 4. kvartal 2020. Hentet fra <https://www.helsedirektoratet.no/statistikk/fastlegestatistikk/Hovedtallsrapport%20fastlegeordningen%20landstall%202020-4.pdf?download=false>
- Godager, G. & Wiesen, D. (2013). Profit or patients' health benefit? Exploring the heterogeneity in physician altruism. *Journal of Health Economics*, 32(6), 1105-1116. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2013.08.008>
- Grytten, J. Skau, I., & Sørensen, R. (2005) Kjennetegn ved solo-og gruppepraksiser i norsk allmenntidsskriftet. *Tidsskriftet for den norske legeforsking*, 10 (125), 1357-1360. Hentet fra <https://tidsskriftet.no/2005/05/om-helsetjenesten/kjennetegn-ved-solo-og-gruppepraksiser-i-norsk-allmenntidsskriftet>
- Hasvold, T. (2000). Listestørrelse og kvalitet i fastlegeordningen. *Tidsskrift for den norske legeforsking*, 7(120), 786-787. <https://tidsskriftet.no/2000/03/klinikk-og-forskning/listestorrelse-og-kvalitet-i-fastlegeordningen>
- Helfo. (2019, 27. mars). Lege og hjelpepersonell på legekontor. Hentet fra <https://www.helfo.no/regelverk/lege-og-hjelpepersonell-pa-legekontor>
- Helfo. (2021 mai). Basistilskudd for fastlegeordninga i kommunane. Hentet fra <https://www.helfo.no/fastlegeordninga/basistilskott-for-fastlegeordninga-i-kommunane>
- Helse- og omsorgsdepartementet. (1997). Trygghet og ansvarlighet: *Om legetjenesten i kommunene og fastlegeordningen* (Meld. St. 23 (1996-1997)). Hentet fra https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/st-meld-nr-23_1996-97/id191061/
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2020). *Handlingsplan for allmennlegetjenesten 2020-2024; Attraktiv, kvalitetssikker og teambasert*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/96f6581333ee48559cdabf23c8772294/handlingsplan-for-allmennleger.pdf>
- Helsedata. (2021, 30. april). Fastlegeregisteret. Hentet fra <https://www.helsedata.no/no/forvaltere/helsedirektoratet/fastlegeregisteret/>
- Helsedirektoratet. (2018). *Listelengde og pasientenes kontakt med allmennlegetjenesten*. Hentet fra <https://www.helsedirektoratet.no/rapporter/listelengde-og-pasientenes-kontakt-med-allmennlegetjenesten>
- Helsedirektoratet. (2019, 8. april). KUHR-databasen. Hentet fra <https://www.helsedirektoratet.no/tema/statistikk-registre-og-rapporter/helsedata-og-helseregistre/kuhr>

-
- Helsedirektoratet. (2021a, 24. Mars). Nye kvalitetsindikatorer for fastlegetjenesten. Hentet fra <https://www.helsedirektoratet.no/nyheter/nye-kvalitetsindikatorer-for-fastlegetjenesten>
- Helsedirektoratet. (2021b, 24. mars). Varighet på kommunenes avtaler med fastleger. Hentet fra <https://www.helsedirektoratet.no/statistikk/kvalitetsindikatorer/allmennlegetjenesten/avtalevarighet-pa-kommunenes-fastleger>
- Helsenorge. (2019, 15. November). Om bytte av fastlege. Hentet fra <https://www.helsenorge.no/bytte-fastlege/om/#to-ordinare-fastlegebytter>
- Helsenorge. (2021, 11. januar). Hva er e-konsultasjon og de andre tjenestene med fastlegen på nett?. Hentet fra <https://www.helsenorge.no/fastlegen/om/hva-er-e-konsultasjon/>
- Hetlevik, Ø. & Gjesdal, S. (2010). Norwegian GPs' participation in multidisciplinary meetings: A register-based study from 2007. *BMC health services research*, 10(1), 1-10. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-10-309>
- Hill, R. C., Griffiths W. E. & Lim G. C. (2012) *Principles of Economics* (4. Utg). New Jersey: Wiley
- Hopland, A. O. (2017). *Econometrics for Business Research*. Bergen: Norges Handelshøyskole
- Ipsos. (2018). *Variasjoner i finansiering av fastlegeordningen*. Hentet fra https://www.ipsos.com/sites/default/files/ct/news/documents/2018-06/rapport-variasjoner-i-finansiering-av-fastlegeordningen_310518.pdf
- Kaldestad, Y. & Møller, B. (2016). *Verdivurdering – teoretiske modeller og praksiske teknikker for å verdsette selskaper* (2. Utg.). Bergen: Fagbokforlaget
- Kompetanse Norge. (2019, 3. april). Yrkesbeskrivelse allmennlege. Hentet fra <https://utdanning.no/yrker/beskrivelse/allmennlege>
- Kristensen, T., Olsen, K. R. & Pedersen, K. M. (2008) Stordriftsfordele og optimal størrelse i almen praksis: En empirisk undersøgelse af alment praktiserende læger i Danmark. Hentet fra https://www.researchgate.net/publication/281528598_Stordriftsfordele_og_optimal_storrelse_i_almen_praksis_En_empirisk_undersogelse_af_alment_praktiserende_laeger_i_Danmark
- Kwietniewski, L., Heimeshoff, M. & Schreyögg, J (2017). Estimation of a physician practice cost function. *The European Journal of Health Economics*, 18(4), 481-494. <https://doi.org/10.1007/s10198-016-0804-3>

- Lawrence, M., Coulter, A. & Jones, L. (1990). A total audit of preventive procedures in 45 practices caring for 430,000 patients. *British Medical Journal*, 300(6738), 1501-1503. <https://doi.org/10.1136/bmj.300.6738.1501>
- Legeforeningen. (2015). Etske regler for leger. Hentet fra <https://www.legeforeningen.no/om-oss/Styrende-dokumenter/legeforeningens-lover-og-andre-organisatoriske-regler/etske-regler-for-leger/>
- Legeforeningen. (2017, 23. juni) Ny normaltariff for 2017/2018. Hentet fra <https://www.legeforeningen.no/nyheter/2017/ny-normaltariff-for-20172018/>
- Legeforeningen. (2018, 25. april). Nullliste. Hentet fra [https://www.legeforeningen.no/jus-og-arbeidsliv/drift-av-legekantor/fastlege/kunngjoring-og-tildeling/nulliste/](https://www.legeforeningen.no/jus-og-arbeidsliv/drift-av-legekantor/fastlege/kunngjoring-og-tildeling/nullliste/)
- Legeforeningen. (2019a). Normaltariff for fastleger og legevakt 2019-2020. Hentet fra <https://normaltariffen.legeforeningen.no/asset/pdf/Fastlegetariffen-2019-2020.pdf>
- Legeforeningen. (2019b, 1. juli). Nye takster og endringer i takster. Hentet fra <https://www.legeforeningen.no/contentassets/7adf34e1e0ee49b6bf10d525b417b4a4/endringer-i-normaltariffen-pr-1-juli-2019.pdf>
- Legeforeningen. (2021a). Drift av legekantor. Hentet fra <https://www.legeforeningen.no/jus-og-arbeidsliv/drift-av-legekantor/fastlege/drift-av-legekantor/>
- Legeforeningen. (2021b). Overdragelse av praksis. Hentet fra <https://www.legeforeningen.no/jus-og-arbeidsliv/drift-av-legekantor/fastlege/overdragelse-av-praksis/#20243>
- Legeregnskap. (2018, 6. april). *Inntekts- og kostnadsundersøkelse for driftsåret 2016*. Hentet fra <https://www.legeforeningen.no/contentassets/6188c9892b084ec2a9bcffec1ee8e74/inntekts-og-kostnadsundersokelse-2016.pdf>
- Lindahl, A. K., Bjertnæs, Ø. A., Flottorp, S. A., Nyen, B., Nylenna, M., Reinart, L. M., ... & Røttingen, J. A. (2010). *Norske og internasjonale tilnærminger til arbeid med kvalitet i allmennlegetjeneste* (Rapport 3). Hentet fra <https://fhi.brage.unit.no/fhi-xmliui/handle/11250/2378060>
- Menon Economics. (2018). *Fastlegeordningen i krise – hva sier tallene*. Hentet fra <https://www.legeforeningen.no/contentassets/1f3039425ea744adab5e11ac5706b85a/fastlegeordningen-i-krise-hva-sier-tallene-endelig-rapport.pdf>
- Menz, P. & Mulberry, N. (2020, 13. juli). *Calculus Early Transcendentals: Differential & Multi-Variable Calculus for Social Sciences*. Burnaby: Simon Fraser University. Hentet fra <https://www.sfu.ca/math-coursenotes/Math%20157%20Course%20Notes/frontmatter-1.html>

-
- Nardo, M., Saisana, M., Saltelli, A. & Tarantola, S. (2005, januar). *Tools for Composite Indicators Building* (European Commission, Joint Research Centre, Rapport JRC31473). Hentet fra https://www.researchgate.net/publication/277294848_Tools_for_Composite_Indicators_Building
- Newhouse, J. P. (1973). The economics of group practice. *Journal of Human Resources*, 8(1), 37-56. <https://doi.org/10.2307/144634>
- Offentleglova. (2006). Lov om rett til innsyn i dokument i offentlig verksemd (LOV-1970-06-19-69). Hentet fra https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2006-05-19-16#KAPITTEL_2
- Pallant, J. (2020). *SPSS Survival Manual - A step by step guide to data analysis using IBM SPSS* (7. utg.) Maidenhead, UK: Open University Press. Hentet fra https://www.amazon.com/Ebook-Survival-Manual-Guide-Analysis-ebook-dp-B086K54D7N/dp/B086K54D7N/ref=mt_other?_encoding=UTF8&me=&qid=1621756982
- Pindyck, R. & Rubinfeld, D. (2009). *Microeconomics* (7. utg). Upper Saddle River, N.J: Pearson Prentice Hall.
- Pope, G. C. & Burge, R. T. (1996). Economies of scale in physician practice. *Medical Care Research and Review*, 53(4), 417-440. <https://doi.org/10.1177/107755879605300403>
- Porter, M. (1985). *Competitive advantage: Creating and sustaining superior performance* (1. utg). New York: Free Press.
- Preyra, C. & Pink, G. (2006). Scale and scope efficiencies through hospital consolidations. *Journal of Health Economics* 25(6). 1049-1068. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2005.12.006>
- Proff Forvalt. (2021). Om Proff Forvalt. Hentet fra <https://forvalt.no/Om/om-proff-forvalt/om-forvalt>
- Regjeringen. (2014a, 14. oktober). Grunnstrukturen i helsetjenesten. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/tema/helse-og-omsorg/sykehus/vurderes/grunnstrukturen-i-helsetjenesten/id227440/>
- Regjeringen. (2019a). Statistisk sentralbyrå. Hentet fra https://www.regjeringen.no/no/dep/fin/org/underliggende_etater/statistisk-sentralbyra/id270407/

-
- Regjeringen. (2019b, 19. desember). Nye fylker. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/tema/kommuner-og-regioner/regionreform/regionreform/nye-fylker/id2548426/>
- Rosko, M. D. & Mutter, R. L. (2008). Stochastic Frontier Analysis of Hospital Inefficiency: A Review of Empirical Issues and an Assessment of Robustness. *Medical Care Research and Review* 65(2). 131-166. <https://doi.org/10.1177/1077558707307580>
- Samfunnsøkonomisk Analyse. (2021). *Legebarometeret* (Rapport 10). Hentet fra <https://www.legeforeningen.no/contentassets/d5740736df064b77b5214261710ea06b/r10-2021-legebarometeret.pdf>
- Saultz, J. W. & Albedaiwi, W. (2004). Interpersonal continuity of care and patient satisfaction: a critical review. *The Annals of Family Medicine*, 2(5), 445-451. <https://doi.org/10.1370/afm.91>
- Saunders, M., Lewis, P. & Thronhill, A. (2016). *Research Methods for Business Students* (7. utg.). Harlow: Pearson
- Shank, J. K. (1989). Strategic cost management: New wine, or just new bottles? *Journal of Management Accounting Research*, Høst (1), 47-65. Hentet fra https://www.academia.edu/956538/Strategic_cost_management_new_wine_or_just_new_bottles
- Shank, J. & Govindarajan, V. (1993). *Strategic cost management: The new tool for competitive advantage* (1. utg.). New York: Free Press.
- Silberstone, A. (1972). Economies of Scale in Theory and Practice. *The Economic Journal*, 82(325), 369-391. <https://doi.org/10.2307/2229943>
- SKIL. (2018). Kvalitetsindikatorer i Allmennpraksis (KUP/SKIL-rapport). Hentet fra <https://eportal.skilnet.no/dashboard/wiki/praksisrapport>
- Soleng, R. (2020, 11 juni). Lønn og inntekter for fastleger. Hentet fra <https://www.ks.no/fagomrader/statistikk-og-analyse/lonnsstatistikk-for-ks-tariffomrade/lonn-og-inntekter-for-fastleger/>
- Statistisk sentralbyrå. (2017, 23. januar). Endring i kommune- og fylkesinndelingen. Hentet fra <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/kommunekatalog/endringer-i-de-regionale-inndelingene/kommunesammenslainger-og-endringer-i-fylkesinndelingene>
- Statistisk sentralbyrå. (2020a, 13. mars). 69 900 per innbygger til helse. Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/69-600-per-innbygger-til-helse>
- Statistisk sentralbyrå. (2020b, 2. juni). Allmennlegetjenesten. Hentet fra <https://www.ssb.no/fastlegetj>

-
- Statistisk sentralbyrå. (2021a). 01222: Endringer i befolkninga i løpet av kvartalet, for kommunar, fylke og heile landet (K) 1997K4 - 2021K1. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/01222>
- Statistisk sentralbyrå. (2021b). Konsumprisindeksen. Hentet fra <https://www.ssb.no/statbank/table/08981>
- Tan, J. (2005). *E-health care information systems: an introduction for students and professionals* (1. Utg). San Fransisco: John Wiley & Sons.
- Tran, A. T., Bakke, Å., Berg, T. J., Gjelsvik, B., Mdala, I., Nøkleby, K., ... & Jenum, A. K. (2018). Are general practitioners characteristics associated with the quality of type 2 diabetes care in general practice? Results from the Norwegian ROSA4 study from 2014. *Scandinavian journal of primary health care*, 36(2), 170-179. <https://doi.org/10.1080/02813432.2018.1459238>
- Trønderopprøret. (2021). Fastlegeordningen 2.0. Hentet fra <https://www.flo20.no/>
- Uni Research. (2018, februar). *Fastlegers tidsbruk* (Rapport til Helsedirektoratet). Hentet fra https://www.regjeringen.no/contentassets/e65a3259728c4d7a966ae53664c74da6/fastlegers_tidsbruk_180306.pdf
- Visma. (2017, 2. september). Visma økonomioversikt - Driftsmargin i %. Hentet fra https://help.visma.net/no_no/financial-overview/content/online-help/kpi-operating-margin.htm
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics: A modern approach*. (6. utg). Boston: Cengage Learning