

Forord

Denne masteroppgaven markerer toppunktet på min femårige læringskurve ved Institutt for samfunnsøkonomi ved Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet (NTNU). Oppgaven er skrevet som en del av prosjektet *Health care services under pressure - Consequences for patient flows, efficiency and patient safety* ved NTNU. Dette er et prosjekt finansiert av Forskningsrådet som en del av tjenesteforskningsprogrammet HELSEVEL, som skal bidra til at forskning og innovasjon gir økt kvalitet, kompetanse og effektivitet i helse-, omsorgs- og velferdstjenestene. Prosjektgruppen består av forskere med tilknytning til NTNU, SINTEF og St. Olavs hospital.

Først og fremst vil jeg takke min dyktige veileder, professor Fredrik Carlsen, for å ha vist meg tillitt og inkludert meg i prosjektgruppen. Muligheten til å ta del i et sterkt fagmiljø har gitt meg uvurderlig god sparring og viktig institusjonell kunnskap. Ikke minst har det gitt meg tilgang til pasientdata jeg vanskelig ville fått tilgang til uten. Takk også for at du har veiledet meg langt utover det som står i retningslinjene med din tilgjengelighet og dine innsiktsfulle kommentarer. Gjennom å vise stor interesse for mitt arbeid har du motivert meg i jobben med denne oppgaven.

Jeg vil også takke mine trofaste sparringspartnere gjennom disse fem årene, Alexander Aamo og Per Fredrik Forsberg, for gode faglige diskusjoner og viktig hjelp i innspurten av denne oppgaven.

Til slutt vil jeg takke min enestående samboer, Torleif Berg. Uten din støtte ville jeg ikke ha lyktes så bra med studiene!

Synspunkter, tolkninger, og eventuelle feil i oppgaven er mine egne.

Linn Karina Stormo

Trondheim, mai 2018

Sammendrag

Potensielt forebyggbare innleggelser (PFI) er en mye brukt indikator på kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten blant internasjonale studier. De fleste utenlandske studier finner en negativ sammenheng mellom PFI og kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten, men det er få studier som har undersøkt sammenhengen med norske data. Formålet med denne oppgaven er å undersøke hvordan press i primærhelsetjenesten påvirker PFI blant eldre i Norge. Oppgaven tar utgangspunkt i et paneldatasett for et delutvalg av norske kommuner i perioden 1999 til 2014. Antall asylsøkere som andel av befolkningen i kommunene brukes som en troverdig kilde til eksogen variasjon i press på primærhelsetjenesten.

Endring i andelen asylsøkere ser ikke ut til å ha noen innvirkning på sykehusinnleggelser til eldre i Norge. Resultatet impliserer at det norske helsesystemet absorberer befolkningssjokk på en tilfredsstillende måte. Funnene er oppsiktsvekkende da de skiller seg fra den eksisterende litteraturen. De er også relevante for den pågående innvandringsdebatten. Det kan se ut til at fastlegeordningen gjør en god jobb med å stabilisere tilbudet i primærhelsetjenesten, selv i perioder med store fluktuasjoner i innbyggertall.

Abstract

Hospitalizations for Ambulatory Care Sensitive Conditions (ACSC) have been used as an indicator for the access and quality of the first level of health care. Although several empirical studies have found a negative association, few studies have been carried out using Norwegian data. This thesis uses panel data for a subsample of Norwegian municipalities between 1999 and 2014 to examine how pressure on the primary healthcare affects hospitalizations for ACSC among elderly. The change in the proportion of asylum seekers is employed as a credible source of exogenous variation in pressure on primary healthcare services.

The analysis reveals no effect of asylum influx on hospitalizations for ACSC for elderly in Norway. This implies that the Norwegian healthcare system is resilient to sudden changes in the population. The findings are interesting in two regards: they are contrary to most of the previous international literature, and they are relevant to the ongoing debate on immigration. In conclusion, the general practitioner scheme seems to provide stable healthcare services, even in cases of large population fluctuations.

Innhold

1	Innledning	1
1.1	Problemstilling og hypotese	2
2	Det norske helsesystemet	5
2.1	Organisering av det norske helsesystemet.....	5
2.1.1	Fastlegereformen.....	7
2.1.2	Samhandlingsreformen.....	7
2.2	Helsetjenestetilbudet for asylsøkere	8
3	Litteraturgjennomgang	11
3.1	Diagnoser hvor innleggelser potensielt kan forebygges.....	11
3.2	Sammenhengen mellom PFI og primærhelsetjenesten.....	13
3.3	Sammenhengen mellom PFI og andre faktorer	14
3.4	Oppsummering	15
4	Datamaterialet	17
4.1	Databeskrivelse.....	17
4.1.1	Befolkningsdata.....	17
4.1.2	Pasientdata.....	18
4.1.3	Asylsøkerdata	20
4.2	Valg av kommuner	20
4.3	Variabler	22
4.3.1	Avhengig variabel	22
4.3.2	Forklaringsvariabel.....	24
5	Økonometrisk strategi	27
5.1	Økonometrisk spesifikasjon	27
5.2	Metodiske utfordringer	29
5.2.1	Endogenitetsproblem.....	29

5.2.2	Problemer knyttet til effisiens	35
5.3	Utvidelser av modellspesifikasjonen	36
5.3.1	Dynamikk i grunnmodellen.....	36
5.3.2	Endringsmodellen.....	37
5.3.3	Dynamikk i endringsmodellen	39
6	Økonometrisk analyse	41
6.1	Nivåregresjoner	41
6.2	Resultater fra endringsmodellen.....	43
6.3	Dynamikk	45
7	Utvidelser og sensitivitetsanalyse.....	47
7.1	Asymmetri	47
7.2	Alder og kjønn	49
7.3	Betydningen av reformer	51
7.4	Robusthetstest.....	53
8	Diskusjon	55
8.1	Resultater	55
8.2	Styrker og svakheter med analysen	56
9	Konklusjon.....	61
9.1	Videre arbeid	62
	Referanser	i
A	Appendiks Inkluderte diagnoser.....	vii
B	Appendiks Kommuneliste.....	ix
C	Appendiks Deskriptiv statistikk og variabelforklaring	xiii
D	Appendiks Nasjonal tidsutvikling i PFI for de ulike demografiske gruppene	xv
E	Appendiks Ulike lag i PFI.....	xvii

1 Innledning

Bekymringer knyttet til håndtering av eldrebølgen har preget mediebildet og debattene rundt temaet helse de siste årene. En aldrende befolkning er et kjent fenomen i den vestlige verden. Det har også nylig blitt belyst store utfordringer med fastlegeordningen her til lands.

Rekrutteringsproblemer blant nyutdannede leger og en økende arbeidsbelastning på grunn av flere eldre og stadig flere arbeidsoppgaver, truer opprettholdelse av fastlegeordningen. I den anledning er det interessant å se på hvordan fastlegenes arbeidsmengde påvirker raten på sykehusinnleggelser i spesialhelsetjenesten¹ som kunne vært unngått. For å kunne gi god behandling av pasientene må det være koordinering av behandling og balansering av kapasitet mellom ulike tjenestenivå. Redusert kapasitet i én del av systemet kan svekke kvaliteten og føre til økt press i andre deler av systemet. For eksempel kan redusert tilgang til fastlege føre til en forsinkelse i påbegynnelse av viktig behandling og behov for konsultasjoner av tjenester utenfor kontortid som legevakt eller hos andre leger med mangelfull kunnskap om pasienten. Alle de ovennevnte faktorene kan påvirke pasientens prognose og øke potensielt forebyggbare innleggelser (PFI).

PFI brukes som en indikator på kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten² (Magan, Otero, Alberquilla & Ribera, 2008).³ Dette er innleggelser for diagnoser hvor sykehusinnleggelse i utgangspunktet ikke er nødvendig. Riktig behandling til rett tid i primærhelsetjenesten kan forhindre at tilstanden utvikler seg slik at sykehusinnleggelse er nødvendig, i motsetning til diagnoser som hjerteinfarkt hvor øyeblikkelig sykehusinnleggelse er nødvendig (Ansari, Barbetti, Carson, Auckland & Cicuttini, 2003; Correa-Velez, Ansari, Sundararajan, Brown & Gifford, 2007).

Akuttinnleggelser som anses som potensielt forebyggbare har samlet hatt en stigende trend i flere land de siste tiårene, også når man justerer for befolkningsvekst og aldring (Bardsley, Blunt, Davies & Dixon, 2013; Billings, Anderson & Newman, 1996; Blunt, 2013; Kozak, Hall & Owings, 2001). Oppdeling av PFI i enkeltdiagnoser viser at noen har hatt en

¹ *Spesialisthelsetjenesten omfatter somatiske og psykiatriske sykehus, poliklinikker og behandlingssentre, opptrenings- og rehabiliteringsinstitusjoner, institusjoner for tverrfaglig spesialisert behandling for rusmiddelmisbruk, prehospitale tjenester, privatpraktiserende spesialister og laboratorie- og røntgenvirksomhet* (Regjeringen.no, 2014).

² Primærhelsetjenesten består hovedsakelig av selvstendig næringsdrivende leger, offentlig finansierte og drevne sykehjem, og hjemmebaserte tjenester (Ringard, Sagan, Saunes & Lindahl, 2013, s. 97).

³ Tilgjengelighet defineres her som hvor raskt man kan få medisinsk behandling når man trenger det.

signifikant reduksjon, eksempelvis angina, blødende magesår og akutt bekkeninfeksjon, men reduksjonene er minimale (Bardsley et al., 2013). Det er imidlertid summen av antall innleggelser for en samlet liste med diagnoser som er det vanlige å bruke i denne litteraturen (Helsedirektoratet, 2014).

Det er betydelig geografisk variasjon i potensielt forebyggbare innleggelsesrater i høyinntektsland som Australia, Canada, USA, New Zealand, Storbritannia og Spania (Busby, Purdy & Hollingworth, 2015). Fordi det er stor grad av heterogenitet mellom land og regioner, er det vanskelig å vite hva disse forskjellene skyldes. Heterogenitet gjør det vanskelig å sammenligne effekten av økt kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten på PFI mellom områder (Saxena, George, Barber, Fitzpatrick & Majeed, 2006).

I Norge er det en voksende interesse for å evaluere primærhelsetjenesten ved bruk av indikatorer som PFI (Helsedirektoratet, 2014). Det henger sammen med at det har skjedd store endringer i det norske helsesystemet de siste tiårene, spesielt med tanke på fordelingen av oppgaver mellom primærhelsetjenesten og spesialisthelsetjenesten (Helse- og omsorgsdepartementet, 2009; Ringard et al., 2013).

1.1 Problemstilling og hypotese

Målet med denne oppgaven er å undersøke hvordan økt tilstrømming av asylsøkere påvirker sykehusinnleggelser som potensielt kunne vært unngått. Dette gjøres for befolkningen i aldersgruppen 70 år og eldre i et deltutvalg av norske kommuner. Som pressindikator benyttes andelen asylsøkere⁴ i kommunen. Hypotesen er at flere asylsøkere som andel av kommunens innbyggere vil øke arbeidsbelastningen til kommunens primærhelsetjeneste, som i neste omgang kan gi økt PFI på sykehusene på grunn av forsinket tilgang til helsehjelp for pasientene i primærhelsetjenesten. Det er altså betydningen av et indirekte mål på arbeidsbelastning i primærhelsetjenesten som studeres. Motivasjonen for analysen er å undersøke om effekten på PFI er stor nok til at asyltilstrømming kan sies å ha en betydning for

⁴ En asylsøker defineres ifølge Utlendingsdirektoratet (UDI) som:

En person kalles asylsøker når han eller hun har søkt om beskyttelse (asyl) i Norge, og ikke har fått søknaden sin endelig avgjort. En person er bare asylsøker fra han eller hun har meldt seg for politiet i Norge og søkt om beskyttelse (asyl), fram til UDI eller UNE har behandlet søknaden og fattet et endelig vedtak. Når asylsøkere har fått endelig svar på søknadene sine, kalles de ikke lenger asylsøkere. Hvis de får positivt svar på søknaden, får de oppholdstillatelse som flyktning eller på humanitært grunnlag. Hvis de får endelig avslag på søknaden fra UDI eller UNE, må de reise ut av Norge (Utlendingsdirektoratet, u.å-c).

helsetilbudet til den øvrige befolkningen. Problemstillingen er aktuell med tanke på debatten i media knyttet til håndteringen av innvandrere den siste tiden. Vurdering av hvorvidt PFI er et egnet mål på kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten i Norge, ligger utenfor denne oppgavens område.

Til å studere effekten av asyltilstrømning på PFI bruker jeg månedlige paneldata fra 1999 til 2014. PFI kan variere for ulike aldersgrupper og kjønn. Jeg har derfor delt opp befolkningen i aldersgruppen 70 år og oppover i ti demografiske grupper basert på alder og kjønn. I tillegg tas det hensyn til at trenden i PFI kan være ulik mellom både kommuner og demografiske grupper. Analysen ser også på om effekten av asyltilstrømning på PFI varierer for ulike undergrupper og i ulike situasjoner, deriblant studeres betydningen av utvalgte helsereformer.

Resten av oppgaven vil være strukturert som åtte kapitler. Det påfølgende kapitlet gir en kort beskrivelse av det norske helsesystemet. Kunnskap om hvordan det norske helsesystemet fungerer og asylsøkernes rettigheter vedrørende helsetjenester er nyttig for å kunne si noe om hvordan en endring i andel asylsøkere i en kommune kan forventes å påvirke PFI. For å gi en oversikt over hva som er gjort på temaet fram til nå, gir kapittel 3 en gjennomgang av eksisterende litteratur om PFI. Kapittel 4 er en redegjørelse av datamaterialet som analysen baserer seg på. Her gis informasjon om hvordan datasettet er satt sammen, og deskriptiv statistikk for de sentrale variablene presenteres. Metodiske utfordringer og modellspesifikasjoner vil bli diskutert i kapittel 5. Denne drøftingen legger det teoretiske grunnlaget for resultatene fra analysen, som presenteres i kapittel 6. Estimeringsresultater fra utvidelser av modellen vil bli gjengitt i kapittel 7. En ytterligere tolkning og diskusjon av resultatene gjøres i kapittel 8. Sistnevnte gir også en drøfting av styrker og svakheter med analysen. Kapittel 9 konkluderer.

2 Det norske helsesystemet

Når man tolker resultatene fra studier om PFI er det nyttig å se resultatene i sammenheng med organiseringen av helsesystemet i det landet eller området analysen tar utgangspunkt i. Det skyldes stor variasjon i organiseringen av helsesystemer på tvers av land (Caminal, Starfield, Sánchez, Casanova & Morales, 2004; Purdy, Griffin, Salisbury & Sharp, 2009). I noen land er helsesystemet primært offentlig finansiert, mens i andre land er helsevesenet i hovedsak drevet og finansiert av private. Det er også vesentlige forskjeller knyttet til arbeidsoppgaver og ansvarsområder (Helsedirektoratet, 2014). Slike forskjeller kan ha betydning for resultatene man får i studier om PFI.

I dette kapitlet skal jeg gi et overblikk over organiseringen av det norske helsesystemet. Deretter vil jeg gå nærmere inn på to reformer som har betydning for fordelingen av arbeidsoppgaver mellom primær- og spesialisthelsetjenesten i analyseperioden. For å gi en bedre forståelse av hvilken betydning økt andel asylsøkere kan ha for primærhelsetjenesten, og i neste omgang spesialisthelsetjenesten, gis det til slutt et raskt innblikk i helsetjenestetilbudet for asylsøkere.

2.1 Organisering av det norske helsesystemet

Dagens helsesystem ble utviklet som en del av velferdsstaten⁵ etter andre verdenskrig (Ringard et al., 2013, s. 147). De totale helseutgiftene finansieres hovedsakelig av det offentlige. Mesteparten av de private helseutgiftene består av ulike former for egenbetaling fra pasienter.

Organiseringen av det norske helsesystemet er bygget på prinsippet om lik tilgang til tjenester for alle innbyggere, uavhengig av sosial eller økonomisk status og geografisk beliggenhet (Ringard et al., 2013, s. 15). Det norske helsesystemet kan karakteriseres som delvis desentralisert. Staten eier de fire regionale helseforetakene⁶, og har siden 2002 hatt ansvaret

⁵ *En velferdsstat av norsk type supplerer privat omfordeling gjennom å tilby alle borgere inntektssikring gjennom trygdesystemet og tjenesteyting i utdannings- og helsevesenet. Velferdsstaten kan betraktes som en samfunnskontrakt, der borgerne gjennom politiske prosesser blir enige om for eksempel hvor stor inntektsoverføring ulike personer skal få fra samfunnet dersom de mister evnen til å skaffe seg egen inntekt (NOU 2007: 4, 2007, s. 30).*

⁶ Det er fire regionale helseforetak i Norge: Helse Nord RHF, Helse Midt-Norge RHF, Helse Vest RHF og Helse Sør-Øst RHF.

for spesialistbehandling. Sykehus tjenester leveres av helseforetakene, som igjen eies av de regionale helseforetakene (Ringard et al., 2013, s. 97). Kommunene har ansvaret for primærhelsetjenesten og har stor grad av frihet til å organisere den (Ringard et al., 2013, s. 14). Det er både private og offentlige aktører i primær- og spesialisthelsetjenesten. Vedrørende spesialisthelsetjenesten fanger data i denne analysen kun opp behandling på offentlige sykehus og private sykehus som har avtale med et regionalt helseforetak eller godkjenning fra Helfo.

Kommuner og helseforetak deler ansvaret for prehospital akuttmedisinske tjenester i Norge (Ringard et al., 2013, s. 105). I de fleste kommuner tilbys akutt medisinsk helsehjelp av fastleger innenfor kontortiden, og av vakthavende allmennpraktiserende legevaktleger støttet av telefonservice utenom kontortid (Ringard et al., 2013, s. 97). Legevakten omfatter medisinsk beredskap for øyeblikkelig hjelp 24 timer i døgnet (Helse- og omsorgsdepartementet, 2009, s. 89). Mindre kommuner samarbeider ofte om legevakt tjenester (Ringard et al., 2013, s. 105).

Akuttmottak er sykehusavdelinger som tar imot akutt syke pasienter. De finnes i alle sykehus som gir øyeblikkelig hjelp (Ringard et al., 2013, s. 106). Det er på akuttmottak de fleste innleggelses som studeres i denne analysen finner sted. I motsetning til mange andre land hvor akuttmottakene dominerer den første delen av behandlingen av akuttpasienter, har lokale allmennleger fortsatt en viktig rolle innen dette i Norge (Lillebo, Dyrstad & Grimsmo, 2012). Denne organiseringen av akuttbehandling skyldes trolig spredtbygd bosetting, lav befolkningstetthet, og det ekstreme klimaet og landskapet i Norge som skaper lang transport til sykehus.

I løpet av de siste fire tiår har det vært gjennomført viktige reformer i helsevesenet (Ringard et al., 2013, s. 119). Fokuset i reformene har endret seg gjennom årene, men reformene innenfor analyseperioden har vært innrettet mot strukturelle endringer på tilbudssiden og bedre organisering av helsevesenet. Det ble gradvis mer fokus på å forbedre koordineringen av helsetjenestene, og økt oppmerksomhet rundt kvalitet og pasientsikkerhet. Jeg skal nå se nærmere på to reformer som har stor betydning for helsevesenet i dag: fastlegereformen og samhandlingsreformen.

2.1.1 Fastlegereformen

Fastlegereformen ble innført i Norge 1. juni 2001, og hadde som formål å forbedre kvaliteten i allmennlegetjenesten gjennom bedre tilgjengelighet og mulighet for kontinuitet i lege-pasientforhold (Helse- og omsorgsdepartementet, 2009, s. 89). Dagens fastlegeordning innebærer at alle som er bosatt i en norsk kommune har rett til å stå på liste hos en fastlege (Helse- og omsorgsdepartementet, 2017). Tanken er at denne legen vil ha gode forutsetninger for å vurdere pasientens helsetilstand fordi vedkommende kjenner sykehistorien til pasienten godt (Lommelegen, 2000).

Fastlegen er helsetjenestens portvakt og fungerer som et bindeledd mellom primærhelsetjenesten og spesialisthelsetjenesten (Legeforeningen, 2017). Som hovedregel skal alle pasienter som behandles i spesialisthelsetjenesten, med unntak av pasienter som må innlegges akutt ved behov for øyeblikkelig hjelp, ha henvisning fra primærnivå (Helse- og omsorgsdepartementet, 2009, s. 92). Formålet med henvisningsregelen er at alle skal ha vært utredet på primærnivå for å vurdere om det er behov for å henvise videre til spesialisthelsetjenesten (Helse- og omsorgsdepartementet, 2009, s. 92). Hvis pasientene går direkte til spesialisthelsetjenesten, uten å vite hva som er galt, kan det føre til feil bruk av ressurser. Man ser også at land med direkte tilgang til spesialisthelsetjenesten har høyere forbruk av slike tjenester (Helse- og omsorgsdepartementet, 2009, s. 92).⁷

En stor andel av fastlegene er selvstendig næringsdrivende. Finansieringen av privatpraktiserende allmennleger som har avtale med kommunen (fastleger) er i dag tredelt; et basistilskudd per listepasient som utbetales av kommunen, egenandel fra pasientene og refusjoner fra folketrygden (Helse- og omsorgsdepartementet, 2009, s. 94).⁸ De to sistnevnte utgjør tilsammen godtgjørelse per konsultasjon.

2.1.2 Samhandlingsreformen

Samhandlingsreformen er en reform som skal forbedre samhandlingen mellom primær- og spesialisthelsetjenesten gjennom tydeliggjøring av ansvarsfordelingen mellom dem. Reformen trådte i kraft 1. januar 2012 og formålet var å gi pasientene riktig behandling til rett tid på rett sted, gjennom en helhetlig og koordinert helse- og omsorgstjeneste som er tilpasset den

⁷ For eksempel Island og Sveits.

⁸ Fastleger som er offentlig ansatt gjennom kommunen har fastlønn.

enkelte bruker (Helse- og omsorgsdepartementet, 2014). Det er særlig viktig med samhandling når ansvaret for pasienten flyttes mellom sykehus og kommuner, og mellom avdelinger og enheter innen sykehus og kommuner (Helsedirektoratet, 2017b). Kommunene fikk med samhandlingsreformen ansvaret for sine innbyggers behov for helsetjenester, uavhengig av om tjenestene leveres av kommunal helse- og omsorgstjeneste eller av statlige sykehus (Helse- og omsorgsdepartementet, 2011, s. 3).

2.2 Helsetjenestetilbudet for asylsøkere

Pressindikatoren på primærhelsetjenesten i denne oppgaven er andelen asylsøkere per innbygger. Asylsøkere har rett til helsetjenester på lik linje med den øvrige befolkningen, og denne retten gjelder fra de kommer til Norge for å søke beskyttelse. Voksne asylsøkere har ikke rett til omsorgstjenester⁹ fra kommunen med mindre de har så store pleie- og omsorgsbehov at de ikke kan bo i asylmottak (Helsedirektoratet, 2017c). I følge helsedirektoratet får asylsøkere tildelt et d-nummer¹⁰, ved ankomst eller senere, som gir de rett til å stå på liste hos en fastlege selv om fødselsnummer ikke er tildelt i bosettingskommunen (Helsedirektoratet, 2017c).

Helsevesenet i kommunene opplever økt belastning når det kommer flere asylsøkere, blant annet på grunn av tilbud om vaksiner og obligatorisk tuberkuloseundersøkelse. Sistnevnte omfatter imidlertid bare de asylsøkerne som kommer fra land med høy forekomst av sykdommen (Helsedirektoratet, 2017c).¹¹ Kommunene er også anbefalt av Helsedirektoratet til å tilby en helseundersøkelse av alle asylsøkere innen tre måneder etter ankomst til landet. Intensjonen er å kartlegge asylsøkernes helsetilstand og eventuelle behov for psykisk og/eller somatisk¹² oppfølging. Helseundersøkelsen kan gjøres av leger, sykepleiere eller helsesøster, men personer med tegn på sykdom må undersøkes av leger. De ovennevnte undersøkelsene belaster fortrinnsvis helsevesenet i kommuner med transittmottak fordi obligatoriske

⁹ Med kommunale omsorgstjenester menes ulike former for hjemmetjenester, for eksempel hjemmesykepleie og praktisk bistand, opphold i institusjon, herunder sykehjem, og tilbud om avlastningstiltak, støttekontakt og omsorgslønn (Regjeringen.no, 2013).

¹⁰ *Et d-nummer er et midlertidig identitetsnummer som kan tildeles utenlandske personer som i utgangspunktet skal oppholde seg i Norge mindre enn seks måneder* (Skatteetaten, u.å).

¹¹ *Folkehelseinstituttet definerer innholdet i den obligatoriske tuberkuloseundersøkelsen og hvilke land som regnes som høyforekomstland. Oppdatert landliste ligger på Folkehelseinstituttets nettsider.*

¹² Somatisk er det som har med kroppen å gjøre. Det fysiske og følgelig det motsatte av psykisk (Store medisinske leksikon, 2018).

undersøkelser i utgangspunktet skal gjennomføres på transittmottak.¹³ Rapporter fra aktuelle kommuner viser imidlertid at det ikke alltid blir gjort, og at slike undersøkelser av ulike årsaker også blir foretatt i ordinære mottak (Asfeldt et al., 2018; Studentoppgave, 2016a, 2016b).

Primærhelsetjenesten opplever i tillegg økt press som følge av økningen i kommunenes innbyggertall. Asyltilstrømning kan føre til høyere arbeidsmengde for fastlegene på grunn av sykdommer og skader som asylsøkerne har med seg eller får i Norge. Noen kommuner ansetter egne leger, eller andre helsepersonell som for eksempel helsesøster, med ansvar for flyktninger og asylsøkere. Dette er vanligvis deltidsstillinger (Studentoppgave, 2016a, 2016b).

Asylsøkere skal betale egenandeler på samme måte som resten av befolkningen, med unntak av beboere i transittmottak. Transittmottaket de bor på ordner betalingen på vegne av Utlendingsdirektoratet (UDI) (Utlendingsdirektoratet, u.å-b).

¹³ Opplysninger gitt av UDI per telefon 23. mars 2018.

3 Litteraturgjennomgang

De første studiene hvor PFI ble benyttet som mål på kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten, ble gjort på starten av 90-tallet (Billings et al., 1993). Metoden ble utviklet i USA og har siden millenniumskiftet blitt tatt i bruk i en rekke studier internasjonalt. Flere betegnelser for PFI blir brukt i internasjonal litteratur, for eksempel *Potentially Preventable Hospital Admissions*, *Potentially Avoidable Admissions* og *Ambulatory Care Sensitive Conditions*. Denne type studier har to viktige aspekter. Det ene er hvilke diagnoser som faller under betegnelsen «potensielt forebyggbare innleggelse», og det andre handler hva som påvirker PFI. Delkapittel 3.1 presenterer en oversikt over variasjonen i hvilke diagnoser som kan inngå som PFI og hvilke metoder som kan brukes for å komme fram til de ulike diagnosene som inkluderes. Delkapittel 3.2 tar for seg studier som ser spesifikt på sammenhengen mellom PFI og primærhelsetjenesten, mens delkapittel 3.3 gjør rede for andre faktorer som har betydning for PFI. Til slutt relateres den eksisterende litteraturen til denne oppgaven gjennom noen avsluttende kommentarer i delkapittel 3.4.

3.1 Diagnoser hvor innleggelse potensielt kan forebygges

I litteraturen benyttes det ulike diagnosekoder for å definere andelen innleggelse som anses som potensielt forebyggbare (Purdy et al., 2009). Felles for diagnosene som benyttes i studier om PFI er at det i utgangspunktet ikke er nødvendig med sykehusinnleggelse ved riktig behandling til rett tid i primærhelsetjenesten. Mangel på dette kan imidlertid føre til at tilstanden blir så alvorlig at sykehusinnleggelse blir nødvendig. For å kunne benytte PFI som kvalitetsmål er det viktig at sykehusinnleggelse forbundet med diagnosene som inngår i definisjonen av PFI, faktisk kunne vært unngått dersom de ble fanget opp tidligere av primærhelsetjenesten. Valg av diagnoser er derfor en viktig del av studier om PFI, fordi det kan påvirke resultatene (Caminal et al., 2004). For eksempel kan forskjellige diagnoser gi forskjellig effekt av legetetthet på PFI. Den eksisterende litteraturen ser hovedsakelig på potensielt forebyggbare *akuttinnleggelse*.

Det er vanlig å kategorisere de diagnostiserte sykdommene i tre hovedkategorier som beskrevet av Billings et al. (1993): akutte, kroniske, og vaksineforebyggende sykdommer. Førstnevnte er sykdommer som kan oppstå som en isolert hendelse og hvor pasienten ofte blir

helt frisk igjen, eksempelvis urinveisinfeksjon og dehydrering. Akutte sykdommer er forbigående. I motsetning kjennetegnes kroniske sykdommer ved at de langvarige, tilbakevendende og ofte utvikles langsomt. Et eksempel på en kronisk sykdom er astma. Sistnevnte er sykdommer som under visse omstendigheter er vaksineforebyggende, som for eksempel influensa. De sykehusinnleggelsene som flest studier har ansett som potensielt forebyggbare skyldes astma, diabetes, kongestiv hjertesvikt, lungebetennelse, kronisk obstruktiv lungesykdom (KOLS) og høyt blodtrykk (Rosano et al., 2013). Dette er diagnoser man kategoriserer som kroniske, med unntak av lungebetennelse. Flere av diagnosene som flest studier har ansett å være potensielt forebyggbare, har vist seg å være hyppige blant akuttinnleggelser for eldre (Culler, Parchman & Przybylski, 1998; Latham & Ackroyd-Stolarz, 2017).¹⁴ Det betyr at diagnosene som vanligvis brukes i studier av PFI, er høyst relevante også for studier som kun ser på PFI blant eldre (Magan et al., 2008; Parchman & Culler, 1999).

Diagnoselistene ble først utviklet i USA, og er senere arbeidet med i land som Australia, Spania og Storbritannia (Purdy et al., 2009). I Canada har man forsøkt å lage en egen liste basert på hvilke diagnoser tre ulike panel mener burde inngå i PFI. Resultatet er en diagnoseliste med åtte diagnoser som alle panelene var enige om (Brown, Goldacre, Hicks & Rourke, 2001).¹⁵ Disse diagnosene er inkludert i de fleste studier om PFI også utenfor Canada. Diagnoselistene brukt i studier fra USA er vanligvis utarbeidet basert på litteraturgjennomgang og vurderingen til noen få eksperter.

Helsedirektoratet (2014) startet et utviklingsarbeid for å undersøke om bruk av PFI som indikator på hvor godt primærhelsetjenestetilbudet er lokalt, også er egnet for norsk helsetjeneste. I samarbeid med erfarne allmennleger utarbeidet Helsedirektoratet en liste med mulige grupper av PFI. Den foreslåtte diagnoselisten tilpasset det norske helsesystemet har lagt grunnlaget for diagnosene benyttet i denne analysen, og vil bli presentert i kapittel 4.1.2

¹⁴ Kongestiv hjertesvikt, KOLS, lungebetennelse og angina.

¹⁵ Astma, angina pectoris, kongestiv hjertesvikt, mellomørebetennelse, magesår, akutt bekkeninfeksjon, ondartet høyt blodtrykk, vaksineforebyggende sykdommer.

3.2 Sammenhengen mellom PFI og primærhelsetjenesten

Høy forekomst av PFI har vært tolket som at primærhelsetjenesten ikke har gitt riktig behandling av helseproblemet til rett tid (Ansari, Laditka & Laditka, 2006; Caminal et al., 2004). Det er flere aspekt ved primærhelsetjenesten som kan påvirke forekomsten av PFI, herunder tilgjengelighet, organisering og finansiering.

Flesteparten av studiene som har undersøkt sammenhengen mellom PFI og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten, finner en negativ sammenheng (Barker, Steventon & Deeny, 2017; Burgdorf & Sundmacher, 2014; Laditka, Laditka & Probst, 2005; Lin, Eberth & Probst, 2016; Parchman & Culler, 1999). Eksempler på variabler som brukes til å beskrive tilgjengeligheten i primærhelsetjenesten er legedekning, legestabilitet, antall listepasienter for fastlegene og selvopplevd tilgang. En oversiktsstudie av Rosano et al. (2013) viser imidlertid at det er noen studier som finner positiv eller ingen sammenheng mellom PFI og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten. Empiriske studier finner derimot ingen positive assosiasjoner mellom PFI og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten når allmennlegene fungerer som helsetjenestens portvakt, som er det systemet vi har i Norge (Ringard et al., 2013; Rosano et al., 2013).

Sammenhengen mellom PFI og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten må ses i sammenheng med organiseringen av helsesystemet i området som studeres. De fleste europeiske land har offentlig finansierte helsesystem med universell dekning. I USA, hvor indikatoren har sin opprinnelse, er det derimot begrenset offentlig finansiering av helsesystemet og de fleste har individuell helseforsikring (Caminal et al., 2004).

Videre kan finansieringen av leger i primærhelsetjenesten skape insentiver som har betydning for omfanget av PFI. Eksempelvis kan godtgjørelse per konsultasjon, skape insentiv for legene til å holde konsultasjonene korte for å få tid til flest mulig. Dette kan gi for liten tid til å behandle pasienten på en tilstrekkelig god måte, som igjen kan føre til økt PFI. Godtgjørelse per listepasient, også kalt basistilskudd fra kommunen, impliserer ikke samme økonomiske tap for legene ved lengre konsultasjoner, men gir insentiv til å henvise til andre behandlere. Det betyr ikke nødvendigvis at det henvises til riktig behandling, så godtgjørelse per listepasient kan også føre til økt PFI på grunn av flere henvisninger. Legene har ingen insentiv til å unngå PFI for pasientene sine i noen av disse modellene (Laberge, Wodchis, Barnsley & Laporte, 2017). På teoretisk grunnlag kan man ikke si hvilken av finansieringsformene som bidrar til høyest PFI, men en nyere empirisk studie fra Ontario viser at risikoen for PFI er høyere for pasienter som går til leger med finansieringsmodellen godtgjørelse per

konsultasjon enn for pasienter som går til leger finansiert med godtgjørelse per listepasient. Studien fant at selv når man kontrollerer for pasientkarakteristika, har finansiering av pasientens lege i primærhelsetjenesten og primærhelsetjenestens organiseringsmodell betydning for vedkommende sin risiko for en PFI (Laberge et al., 2017).

3.3 Sammenhengen mellom PFI og andre faktorer

Det er en rekke andre faktorer som kan påvirke PFI. Sosioøkonomisk bakgrunn, reiseavstand til sykehus, etnisitet, alder, kjønn og helsetilstand er alle faktorer som kan forklare hvorfor forekomsten av slike innleggelser er høyere i noen befolkningsgrupper. Den eksisterende litteraturen har sett på betydningen av slike faktorer for PFI.

Undersøkelser viser høyere forekomst av PFI blant mennesker som bor i lavinntektsområder, sammenlignet med de som bor i mer velstående områder (Billings et al., 1993; Pappas, Hadden, Kozak & Fisher, 1997; Roos, Walld, Uhanova & Bond, 2005). Dette er observert både i land hvor privat finansiering av helsesystemet dominerer, og i land hvor helsesystemet er universelt og i stor grad offentlig finansiert (Agabiti et al., 2009; Löfqvist, Burström, Walander & Ljung, 2014). I tillegg har individer med lavere utdanning høyere sannsynlighet for PFI (Laditka et al., 2005).

Geografisk beliggenhet har også vist seg å ha betydning, selv når det korrigeres for faktorer som alder, kjønn, sosioøkonomisk status og sykелighet i befolkningen, som kan skape ulikheter i behov eller etterspørsel etter tjenester. Landlige regioner har høyere rater med PFI sammenlignet med urbane regioner for alle aldersgrupper (Ansari et al., 2003; Laditka, Laditka & Probst, 2009). I tillegg fant Schreiber og Zielinski (1997) at befolkningstetthet er negativt assosiert med PFI.

Alder er en annen faktor som har betydning for PFI. Akuttinnleggelser som er potensielt forebyggbare viser seg å være hyppigst blant eldre og barn. Mer konkret er det over dobbel så høy sannsynlighet for PFI blant barn under ett år og voksne over 70 år, sammenlignet med befolkningen generelt (Bardsley et al., 2013). Funnene til Blunt (2013) vedrørende hvilke diagnoser som stod for flesteparten av akuttinnleggelsene understøtter dette. Han fant at fem diagnoser står for halvparten av PFI, hvorav tre av disse hovedsakelig rammer eldre og de

andre to oftest rammer barn og unge.¹⁶ I motsetning til den avtakende trenden i PFI for barn, har det vært en spesiell stor økning i PFI blant eldre over 65 år (Kozak et al., 2001). Dette er ikke overraskende sett i sammenheng med at det har vært størst økning i PFI for diagnosene urinveisinfeksjon, nyrebekkenbetennelse, lungebetennelse, gastroenteritt og KOLS (Bardsley et al., 2013).

PFI avhenger også av demografi som etnisitet og kjønn. Eksempelvis er det høyere forekomst av PFI blant fargede enn hvite (Pappas et al., 1997). Forekomsten er også høyere for menn enn kvinner, med unntak av pasienter med astma (Agabiti et al., 2009; Kozak et al., 2001; Laditka & Laditka, 1999; Magan et al., 2008). En studie fra London har også funnet at dårlig helse i befolkningen er assosiert med økt PFI (Saxena et al., 2006).

Disse funnene illustrerer viktigheten av å kontrollere for faktorer som de ovennevnte i denne typen analyser. Faktorene kan være korrelert med egenskaper hos primærhelsetjenesten som påvirker PFI, og mangel på kontroll kan da føre til misvisende resultat.

3.4 Oppsummering

Den eksisterende litteraturen domineres av studier fra land som USA, Australia, Canada og England. De fleste studiene fokuserer på effekten av faktorene diskutert i kapittel 3.2 og 3.3 på risikoen for å oppleve en PFI og trender i PFI. Betydningen av de ulike faktorene varierer med organiseringen av helsesystemene. Kun et fåtall av studiene benytter paneldata.

Denne analysen kan anses som et bidrag til den eksisterende litteraturen. Etter min oversikt over tidligere litteratur på feltet, er dette den første analysen som studerer denne problemstillingen med norske data hvor ambisjonen er å avdekke den kausale sammenhengen mellom kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten og PFI. Tatt i betraktning at organiseringen i det norske helsesystemet i stor grad skiller seg fra organiseringen i andre land, spesielt i USA, forventer jeg ikke å finne resultat som er direkte sammenlignbare med tidligere studier.

¹⁶ Eldre: Urinveisinfeksjon, lungebetennelse og KOLS.
Barn og unge: Kramper og epilepsi, og øre-, nese-, halsinfeksjoner.

4 Datamaterialet

I dette kapittelet vil jeg presentere datamaterialet som benyttes i den empiriske analysen. For å lage datasettet har jeg innhentet informasjon på kommunenivå om antall innbyggere, både totalt og for ulike demografiske grupper, og antall PFI for ulike demografiske grupper blant de som er 70 år og eldre. Jeg har også hentet inn informasjon om antall asylsøkere på asylmottak i kommunene. Data er samlet inn fra flere kilder, og har blitt satt sammen til et paneldatasett for perioden 1. januar 1999 til 31. desember 2014 med måned som tidsenhet og kommune og demografisk gruppe som tverrsnittsenheter.

Befolkningsdataene brukes til å lage rater for sykehusinnleggelser og asylsøkere som andel av befolkningen. Avhengig variabel er antall PFI relativt til antall innbyggere innenfor en demografisk gruppe i en kommune. Denne variabelen varierer dermed i to tverrsnittdimensjoner, både kommune og demografisk gruppe. Den sentrale forklaringsvariabelen er antall asylsøkere relativt til totalt antall innbyggere i en kommune, og den varierer i én tverrsnittdimensjon.

Kommunesammenslåingene i løpet av perioden som studeres skaper utfordringer for dannelsen av et balansert paneldatasett. Ingen kommuner har fisjonert, og antall kommuner i landet var derfor på det minste det siste året i denne tidsserien. Det var 428 kommuner i Norge i 2014. For å få et balansert paneldatasett med 428 kommuner alle årene, brukes dermed kommunestrukturen i 2014 til å lage «hypotetiske» kommuner.¹⁷

4.1 Databeskrivelse

4.1.1 Befolkningsdata

Befolkningsdata er hentet fra Kommunedatabasen til Norsk senter for forskningsdata (NSD). Dette er års-data med innbyggertall for perioden 1999 til 2014. For å oppnå paneldata med månedsfrekvens benyttes lineær interpolering, slik at endringen i befolkningstallet i løpet av ett år fordeles likt på de tolv månedene mellom tidspunktene. Approksimeringen ble gjort for

¹⁷ For eksempel slo kommunene Aure og Tustna seg sammen i 2006 til Aure kommune (Statistisk sentralbyrå, 2017). Det innebærer at initialt utgjorde de to forskjellige enheter i datasettet fram til 2006, og én enhet etter det. Dette ble håndtert ved å lage en hypotetisk kommune som består av summen av antall innbyggere fra de to kommunene i perioden før 2006 også.

hvert kjønn i de ulike årskullene.¹⁸ For kommuner berørt av kommunesammenslåinger, måtte jeg estimere innbyggertallet totalt og i de ulike årskullene året etter kommunesammenslåingen, før jeg kunne benytte lineær interpolering. Dette ble gjort ved å benytte vekstraten til de ulike årskullene basert på kommunene som ikke ble berørt av kommunesammenslåinger i løpet av det aktuelle året kommunesammenslåingen fant sted.

4.1.2 Pasientdata

Datagrunnlaget med informasjon om alle innleggelser ved norske somatiske sykehus i analyseperioden, er hentet fra Norsk pasientregister (NPR).¹⁹ Døgn- og dagbehandling er inkludert, konsultasjoner ved poliklinikk²⁰ er ikke inkludert. Sistnevnte utelates fordi mange privatpraktiserende spesialister utfører tilsvarende behandling, og privatpraktiserende spesialister er ikke inkludert i data fra NPR med mindre de har en avtale med et regionalt helseforetak. Alle innleggelser regnes etter innleggelsesdato, og plasseres i en måned basert på det. For eksempel registreres en innleggelse i mai ett år dersom en pasient ble innlagt på sykehus i perioden fra 28. mai til 9. juni det året. Diagnosene er klassifisert etter kodeverket ICD-10.²¹

En innleggelse er kun med i data dersom hoveddiagnosen er sammenfallende med en av diagnosene på diagnoselisten for PFI.²² Antall innleggelser som inkluderes i avhengig variabel er aggregert fra sykehusopphold. Dersom en pasient skrives ut fra en avdeling og inn i en annen på samme sykehus til samme tid, blir disse to avdelingsoppholdene slått sammen til én innleggelse. Hvis pasienten derimot blir skrevet inn på andre sykehus eller på andre tidspunkt, vil ikke en slik gruppering skje. Dette vil bli registrert som to enkeltstående innleggelser, selv om det skyldtes samme hoveddiagnose. Denne sorteringen gjøres av NPR.

¹⁸ For eksempel blir den totale endringen fra 01.01.12 til 01.01.13 for menn 71 år fordelt likt på de tolv månedene. Antall menn 71 år i en kommune mai 2012 blir da antallet menn 70 år i kommunen mai 2011 pluss 5/12 av den totale endringen fra 01.01.12 til 01.01.13.

¹⁹ Det er vanlig i litteraturen kun å studere akuttinnleggelser, men data jeg har fått overlevert av NPR inneholder alle innleggelser for de utvalgte diagnosene.

²⁰ Poliklinikker er enheter innenfor spesialisthelsetjenesten tilknyttet sykehus, hvor pasienter kan mottas til spesialundersøkelser og behandling uten samtidig innleggelse i sykehuset (Store medisinske leksikon, 2009).

²¹ ICD-kodeverket er den internasjonale statistiske klassifikasjonen av sykdommer og beslektede helseproblemer. Kodeverket er et redskap for systematisk klassifisering og registrering av sykdommer og beslektede helseproblemer. ICD-10 brukes blant annet i rapportering fra spesialisthelsetjenesten til Norsk Pasientregister (Direktoratet for e-helse, 2018).

²² Fullstendig oversikt over hvilke diagnoser som er inkludert i analysen presenteres i appendiks A.

Valg av diagnoser

Jeg benytter i denne analysen et utvalg diagnoser blant diagnosene identifisert i litteraturgjennomgangen, nærmere bestemt diagnosene i kategori 4 og 5 presentert av Helsedirektoratet (2014, s. 142-143). Kategori 4 består av akuttinnleggelser for kronikere, og kategori 5 dekker andre forebyggbare akuttinnleggelser. Jeg har ikke inkludert diagnosene Helsedirektoratet har kategorisert som vaksinerbare sykdommer, kroniske tilstander, andre tilstander og legebehandlede skader. Det vil si henholdsvis kategori 1, 2, 3 og 6.

Helsedirektoratet utarbeidet sin diagnoseliste med utgangspunkt i en liste fra Australia.²³ På grunn av forskjeller i hvordan helsetjenestene er organisert i ulike land, herunder oppgavefordelingen mellom primærhelsetjenesten og spesialisthelsetjenesten, ble det gjort noen tilpasninger til norsk praksis og organisering.

For det første er det i den norske listen tatt i betraktning at primærleger i Norge er mer involvert i behandling av et bredere spekter med diagnoser, enn i mange andre land. Det er derfor blitt tatt inn noen nye diagnoser.²⁴

For det andre har Helsedirektoratet lagt mer vekt på diagnoser med høy innleggelsesrate som følge av kritikk rettet mot diagnoselister fra andre land. Det har tradisjonelt blitt lagt for stor vekt på forekomsten i befolkningen. For eksempel er ikke høyt blodtrykk inkludert i Helsedirektoratets liste, for selv om det er en høy forekomst av høyt blodtrykk i befolkningen er det få som legges inn på grunn av det.

For det tredje er noen symptomdiagnoser inkludert i Helsedirektoratets liste fordi dette representerer store grupper innleggelser. Det gjelder pasienter som legges inn med mistanke om alvorlig sykdom, men hvor dette blir avkreftet.²⁵

For det fjerde har det blitt tatt hensyn til at forekomsten av sykdommer varierer mellom land og over tid. Blødende magesår er i den anledning et eksempel på en diagnose ekskludert fra den norske listen. Magesår er erstattet med funksjonelle mage-tarm lidelser.

²³ Australian Institute of Health and Welfare, *National Healthcare Agreement: PI 22-Selected potentially preventable hospitalisations, 2011, Metadata online register: Canberra.*

²⁴ For eksempel steinsmerter – nyrestein og gallestein.

²⁵ For eksempel pasienter utskrevet fra sykehus med brystmerter – mulig hjertesykdom, eller utskrevet med magesmerter – mulig blindtarm, galleblærebetennelse, mm.

4.1.3 Asylsøkerdata

Asylsøkertall er hentet fra UDIs statistikk om beboere i asylmottak etter asylmottak og måned. Dermed har jeg informasjon om antall asylsøkere på hvert asylmottak for hver måned, men ikke data på de asylsøkerne som måtte bo hos familie og venner eller andre steder. Gjennom å identifisere hvilken kommune hvert asylmottak ligger i, er det laget månedlige tidsserier med antall asylsøkere for hver kommune.

4.2 Valg av kommuner

196 av de 428 kommunene hadde asylmottak i løpet av perioden som studeres. Kommuner uten asylmottak minst én måned i løpet av analyseperioden er ekskludert fra analysen. Årsaken er at det er ingen tidsvariasjon i andelen asylsøkere i disse kommunene, andelen asylsøkere er null hele perioden. I tillegg ønsker jeg å utelukke kommuner hvor antall asylsøkere utgjør en liten andel av den totale befolkningen og dermed merkes lite på helsevesenet. Jeg har derfor valgt å bruke et delutvalg kommuner som har hatt over én prosent asylsøkere minst én måned i løpet av analyseperioden.²⁶ Konklusjonen endres ikke av endringer i maksandelen asylsøkere. Ved å sette en maksandel på 1 % ekskluderes store byer som Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim fra utvalget, og jeg står igjen med et delutvalg på 145 kommuner.²⁷ Det er altså betydningen av andelen asylsøkere på kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten i kommuner hvor asylsøkerne utgjør en betydelig andel av befolkningen som studeres, noe som i stor grad er sammenfallende med mindre kommuner. For å sikre at det er variasjon i andelen asylsøkere over tid innad i kommunene har jeg studert tidsutviklingen i de aktuelle kommunene i delutvalget. Det viste seg å være tidsvariasjon i andelen asylsøkere i dem alle.

²⁶ Heretter omtalt som maksandel asylsøkere.

²⁷ Fullstendig oversikt over hvilke kommuner som er inkludert i analysen presenteres i appendiks B.

TABELL 1: Oversikt over fordelingen av kommuner inkludert i analysen, etter innbyggertall

Innbyggertall ²⁸	Antall kommuner
< 1000	1
1000 - 5000	69
5001 - 10000	43
10 001 - 15 000	19
15 001 - 20 000	8
20 001 - 42 000	5

Tønsberg er den kommunen i utvalget med størst innbyggertall. Byen hadde omtrent 41 000 innbyggere på det meste. Mens kun fem av kommunene inkludert i utvalget har hatt over 20 000 innbyggere, har nesten halvparten av kommunene hatt færre enn fem tusen innbyggere gjennom hele perioden. Tabell 1 viser at nærmere 80 % av kommunene hadde mellom tusen og ti tusen innbyggere. Dermed er det relativt små kommuner som analyseres. Med et gjennomsnitt på 909 innbyggere i perioden 1999-2014, er Bykle den kommunen med færrest innbyggere i utvalget.

TABELL 2: Oversikt over fordelingen av kommuner inkludert i analysen, etter landsdel

Landsdel	Antall kommuner fra analyseutvalget	Gjennomsnittlig antall innbyggere	Landsdelens størrelse som prosent av total befolkning i analyseutvalget	Landsdelens størrelse som prosent av den norske befolkningen 2012 ²⁹
<i>Østlandet</i>	48	349 132	35.7	50.1
<i>Vestlandet</i>	33	274 444	28.1	26.1
<i>Nord-Norge</i>	38	194 403	19.9	9.4
<i>Trøndelag</i>	10	68 990	9.2	8.7
<i>Sørlandet</i>	16	89 831	7.1	5.7
TOTALT	145	976 800	100	100

²⁸ Målt som maksimalt antall innbyggere for én kommune i løpet av hele perioden.

²⁹ Folkemengde per 1. januar 2012 (Statistisk sentralbyrå, 2012). 1. januar 2012 var det 5 063 709 innbyggere i landet på fastlandet.

I gjennomsnitt over perioden utgjør analysekommunene i underkant av 20 % av befolkningen på landsbasis. Fra tabell 2 ser man at alle de fem landsdelene er representert. Noen av landsdelene er imidlertid sterkere representert målt i antall kommuner. Det er for eksempel nesten fem ganger så mange kommuner på Østlandet som har hatt en maksandel asylsøkere på over én prosent i løpet av perioden 1999-2014, sammenlignet med Trøndelag. Det betyr at det er flere asylmottak på Østlandet, men samtidig er Trøndelag i utgangspunktet en landsdel med færre kommuner. For noen landsdeler er det et avvik mellom hvor stor andel av landets befolkning landsdelen bosetter, og hvor stor andel av befolkningen i utvalget de innehar. Dette gjelder eksempelvis Østlandet og Nord-Norge. Målt som andel av gjennomsnittlig total befolkning over perioden, er Nord-Norge mye sterkere representert i utvalget enn hva landsdelen er for landet som helhet. Det motsatte gjelder for Østlandet.

4.3 Variabler

4.3.1 Avhengig variabel

Avhengig variabel i denne analysen er en behandlingsrate som beskriver antall PFI i norske somatiske sykehus³⁰ relativt til antall innbyggere i kommunen innenfor den aktuelle demografiske gruppen, i hver måned for tidsperioden 1999-2014. Altså antall sykehusforløp (som starter i måneden) for døgn- og dagbehandling, relativt til hvor mange personer som kunne vært innlagt.³¹ Formelt er andelen PFI for hver demografisk gruppe i hver kommune i en måned konstruert på følgende måte:

$$PFI_{ijt} = \text{innleggelser}_{ijt} / \text{innbyggere}_{ijt} \quad (4.1)$$

hvor $\text{innleggelser}_{ijt}$ er antall potensielt forebyggbare innleggelser i kommune i for demografisk gruppe j på tidspunkt t .³² innbyggere_{ijt} er antall innbyggere i kommune i innad i demografisk gruppe j på tidspunkt t . For å unngå at det er asylsøkernes egne innleggelser som er inkludert i variabelen $\text{innleggelser}_{ijt}$, studeres et delutvalg av befolkningen hvor

³⁰ Dette omfatter offentlige sykehus og private sykehus som har avtale med helseforetakene.

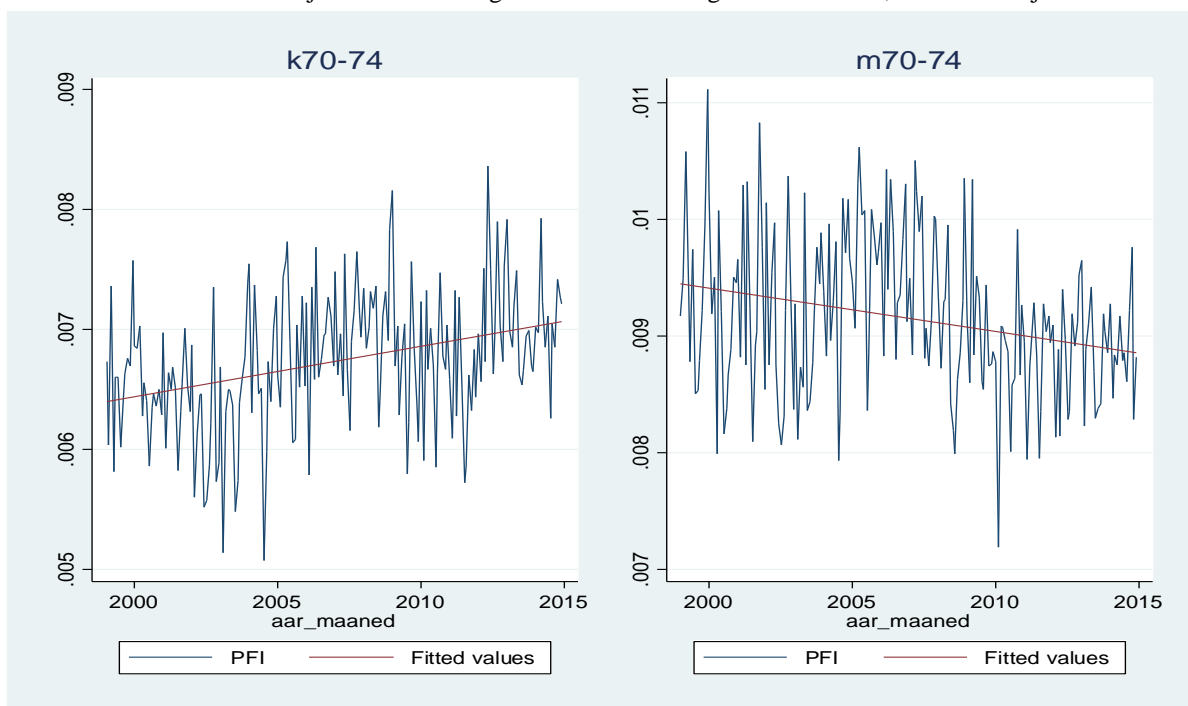
³¹ Selv om avhengig variabel i realiteten er PFI-rater, fortsetter jeg å omtale det som PFI i resten av oppgaven. En endring i variabelen kan skyldes både endring i telleren og nevneren, men det er rimelig å anta at nevneren varierer forholdsvis lite fra måned til måned. Det er derfor sannsynligvis telleren som står for mesteparten av endringen i avhengig variabel ved så korte tidsperioder.

³² Tidspunkt t refererer til én måned i et år i perioden som studeres.

asylsøkere er lite representert. Under to prosent av alle asylsøkere som kommer til landet er over 60 år, enda færre er over 70 år.³³ Relativt til den øvrige befolkningen over 70 år i de 196 kommunene som har hatt asylmottak i løpet av analyseperioden, utgjør asylsøkere over 70 år mindre enn 0.03 %.³⁴ Analysen konsentreres derfor om delutvalget 70 år og eldre.

Den eksisterende litteraturen har funnet forskjeller i PFI mellom ulike aldersgrupper og kjønn (Bardsley et al., 2013; Laditka & Laditka, 1999). For å ivareta slike potensielle nivåforskjeller i behandling, beregnes separate aldersrater for hvert kjønn. Fem aldersgrupper for hvert kjønn gir totalt ti demografiske grupper. Aldersgruppene defineres ved fødselsår, ikke alder i starten av en måned, og er oppdelt som følger: 70-74 år, 75-79 år, 80-84 år, 85-89 år, 90 år og oppover, hvor alder er målt i starten av kalenderåret.³⁵

FIGUR 1: Nasjonal tidsutvikling i PFI for kvinner og menn 70-74 år, med trendlinje



I figur 1 presenteres den nasjonale tidsutviklingen i PFI over analyseperioden, som andel av befolkningen i den aktuelle demografiske gruppen, for de demografiske gruppene kvinner og

³³ Tall oppgitt av UDI per mail 15. mars 2018.

³⁴ Utrekninger gjort for årene 2004-2014, basert på befolkningstall fra NSD og asylsøkertall oppgitt av UDI per mail 15. mars 2018. Ettersom tallene fra UDI er for alle asylsøkere uavhengig av om de bor på mottak eller ikke, kan det argumenteres for at andelen asylsøkere over 70 år relativt til befolkningen over 70 år i de 196 kommunene er mindre enn 0.03 %.

³⁵ For eksempel er de som betegnes som 70 år i 1999, født i 1928 slik at alle i det årskullet hadde fylt 70 år ved starten av kalenderåret i 1999.

menn 70-74 år. Som det framkommer av figuren er det store fluktasjoner i PFI fra måned til måned, men trenden over perioden er forskjellig for de to demografiske gruppene. PFI for kvinner 70-74 år har vært stigende over perioden, mens det har vært en fallende trend for menn i samme aldersgruppe. Appendiks D presenterer figurer med nasjonal tidsutvikling i PFI for de resterende demografiske gruppene. Det har vært en positiv trend i PFI for alle de øvrige demografiske gruppene, men i varierende grad. For eksempel har det vært en sterk positiv trend i PFI for menn 85-89 år, mens det var en svakere positiv trend for menn 75-79 år.

Som det framkommer av tabell C.1 i appendiks C er det globale gjennomsnittet for PFI 1.14 %. Høyeste registrerte verdi på PFI var 133 %. Verdi over 100 % innebærer at det har vært flere innleggelser for en demografisk gruppe innad i en kommune, enn det er personer i den aktuelle gruppen. Det kan for eksempel forekomme dersom alle i gruppen legges inn på sykehus i én måned, og noen legges inn flere ganger. Fem av kommunene i analyseutvalget har hatt PFI større eller lik 100 %. Dette er relativt små kommuner med under fem tusen innbyggere.

Tabell C.2 bekrefter inntrykket man får fra figur 1 og figur D.1 om at det er betydelige forskjeller i PFI mellom ulike undergrupper. Kvinner og aldersgruppen 70-74 år skiller seg ut som to undergrupper med relativt lav gjennomsnittlig PFI. Dekomponering av variasjonen i PFI viser at PFI varierer betydelig mer innad i en kommune over tid enn mellom kommuner. Dette gjelder for alle de ti demografiske gruppene.

4.3.2 Forklaringsvariabel

Interessevariabelen i denne analysen er andelen asylsøkere av den totale befolkningen i en kommune. Formelt er andelen asylsøkere for hver kommune i en måned konstruert på følgende måte:

$$andel_asyl_{it} = asylsøkere_{it} / innbyggere_{it} \quad (4.2)$$

hvor $asylsøkere_{it}$ er antall asylsøkere i kommune i på tidspunkt t . $innbyggere_{it}$ er totalt antall innbyggere i kommune i på tidspunkt t .

FIGUR 2: Nasjonal tidsutvikling i andelen asylsøkere



Figur 2 viser tidsserieutviklingen i andelen asylsøkere på landsbasis for hele analyseperioden. Det har vært store svingninger i andelen asylsøkere i løpet av perioden. Betydelig variasjon er et godt utgangspunkt for analysen fordi det gir mulighet til å identifisere effekten av andelen asylsøkere på PFI, gitt at det impliserer stor variasjon i andelen asylsøkere over tid innad i kommunene som analyseres. Variasjonen i andelen asylsøkere skyldes internasjonale forhold. For eksempel gjenspeiler toppen rundt 2003 trolig krigene i Afghanistan og Irak, i tillegg til andre konflikter rundt omkring i verden.

Som det framkommer av tabell C.1 er globalt gjennomsnitt for andelen asylsøkere 1.33 %. Dette er gjennomsnittlig andel asylsøkere gjennom hele analyseperioden, basert på alle kommuner i utvalget. Den høyeste registrerte andelen asylsøkere i løpet av perioden var på 18.1 % i Våler kommune i Hedmark. Målt ved standardavviket i andelen asylsøkere er Våler også kommunen i utvalget som har hatt størst variasjon i andelen asylsøkere. Vang kommune hadde høyest gjennomsnittlig andel asylsøkere med et snitt på 7.7 %. 23 av de 145 kommunene i utvalget hadde asylsøkere hver måned i perioden som studeres.

5 Økonometrisk strategi

I dette kapittelet vil jeg belyse den økonometriske strategien som ligger til grunn for den empiriske analysen som gjøres i kapittel 6. Kapittel 5.1 gjør rede for den økonometriske spesifikasjonen. Forutsetningene bak den valgte identifikasjonsstrategien og utfordringer som må håndteres, diskuteres i kapittel 5.2. Utvidelser av grunnmodellen presenteres i kapittel 5.3.

5.1 Økonometrisk spesifikasjon

Den empiriske analysen ønsker å isolere den kausale effekten av asyltilstrømning på PFI. Med andre ord ønsker jeg å fastslå hvordan en endring i interessevariabelen påvirker den avhengige variabelen, når alle andre relevante faktorer holdes konstant. I praksis er det nærmest umulig å kontrollere for alle andre faktorer, men med en troverdig identifikasjonsstrategi er det mulig å isolere den eksogene variasjonen i andelen asylsøkere. Estimeringsmetoden i denne analysen er *Fixed Effects* (FE), hvor modellen estimeres med minste kvadraters metode (MKM). MKM går ut på å estimere de verdier for koeffisientene i modellen som minimerer summen av kvadrerte avvik, det vil si uforklart variasjon i avhengig variabel (Wooldridge, 2015, s. 27-28). Ifølge Gauss–Markov-teoremet er MKM-estimatoren den beste lineære forventningsrette estimator for populasjonskoeffisienten (BLUE) dersom Gauss–Markov-forutsetningene holder (Wooldridge, 2015, s. 73-90).³⁶

Grunnmodellen som estimeres er gitt av følgende likning:

$$PFI_{ijt} = \rho PFI_{ijt-1} + \beta \text{andel_asyl}_{it} + \alpha_i + \theta_i t + \delta_j + \mu_j t + \gamma_t + u_{ijt} \quad (5.1)$$

$$i = 1, 145; \quad j = 1, 10; \quad t = 1, 192$$

hvor PFI_{ijt} er andelen potensielt forebyggbare innleggelses i kommune i for demografisk gruppe j på tidspunkt t . PFI_{ijt-1} er verdien til avhengig variabel én måned tilbake i tid. andel_asyl_{it} er andelen asylsøkere relativt til befolkningen i kommune i , på tidspunkt t . α_i er faste effekter for kommune, $\theta_i t$ er spesifikke trendledd for hver kommune, δ_j er faste effekter

³⁶ Ved store utvalg som i denne analysen kan man lene seg på sentralgrenseteoremet. Uavhengig av hvilken fordeling innleggelsesratene føyer best, så vil restleddet være tilnærmet normalfordelt (Wooldridge, 2015, s. 684).

for demografisk gruppe, μ_{jt} er spesifikke trendledd for hver demografisk gruppe og γ_t er faste effekter for hver måned i perioden som studeres. u_{ijt} er et idiosynkratisk restledd som fanger opp utelatte faktorer som varierer over tid, mellom kommunene og mellom de demografiske gruppene. Eksempelvis influensa.

β er interessekoeffisienten, og hypotesen er at den er positiv. Estimert verdi på β gir i denne modellspesifikasjonen den kortsiktige effekten av en permanent økning i andelen asylsøkere. Det er altså effekten av en økning i andelen asylsøkere i én måned, på PFI i samme måned. På lang sikt vil effekten av en permanent økning være gitt av $\beta/(1 - \rho)$. Langtidseffekten er totaleffekten på PFI når PFI har nådd sin langsiktige likevektsverdi som følge av en permanent økning i andelen asylsøkere.

Det er flere grunner til at det er aktuelt å inkludere lag i avhengig variabel. For eksempel kan sykdomsbølger som en influensaepidemi skape positiv korrelasjon mellom PFI i to påfølgende måneder. Oppfølgingskontroller på sykehusene kan også skape positiv seriekorrelasjon i antall innleggelser hvis de som legges inn en måned blir innkalt til kontroll senere. Nøyaktig hvor mange lags i avhengig variabel som gir god nok kontroll for treghet i tilpasningen er usikkert. Tabell E.1 i appendiks E presenterer regresjonsresultater med ulike antall lags i avhengig variabel. Effekten av andelen asylsøkere på PFI lite med antall lags. For å forenkle framstillingen har jeg derfor valgt å benytte ett lag i PFI i modellene som estimeres, siden antall lags ikke har betydning for konklusjonen.

Kommunefaste effekter, α_i , kontrollerer for permanente faktorer som varierer mellom kommuner, og har betydning for PFI. Eksempelvis kultur, klima, topografi og distanse til sykehus. Det kan også være relativt konstante forskjeller mellom kommuners helsetjenestetilbud, enten i tilbudenes organisering, kapasitet eller egenskaper ved personellet. Tilsvarende kontrollerer faste effekter for demografisk gruppe, δ_j , for permanente forskjeller i alder og kjønn som har betydning for PFI. Dette kan for eksempel være grad av sykkelighet og tilbøyelighet til å søke helsehjelp. På den måten tas det hensyn til nivået på behandlingsrater «avhenger» av demografi, for eksempel at eldre behandles mer. Månedsfaste effekter, γ_t , fanger opp nasjonale sjokk som har betydning for PFI. For eksempel vil trolig henvisninger og arbeidsbelastningen hos fastleger variere på grunn av sesongvariasjon i forekomsten av plager. Det kan i neste omgang føre til sesongvariasjoner i nivået på PFI. Fastlegenes arbeidsbelastning kan også påvirkes av nasjonale politikkendringer. Det er også viktig å

kontrollere for variasjon i belegg på sykehusene som følge av nasjonale influensaepidemier, temperatursvingninger etc.

Bruk av månedsdummier alene vil kunne være en upresis formulering av tidsutviklingen fordi det ikke tar hensyn til at helningen i trendlinjen er forskjellig hos ulike demografiske grupper. Fra figur 1 og figur D.1 ser man at tidsutviklingen i PFI er forskjellig for de ulike gruppene, noe som for eksempel kan skyldes at en forebygging av diagnosene på listen lykkes bedre blant noen av de demografiske gruppene over tid. Med månedsdummier lager man en gjennomsnittlig helning for alle gruppene samlet, hver måned. Følgelig vil det ikke være nøyaktig for noen av dem. Spesifikke trendledd for hver demografisk gruppe, $\mu_j t$, ivaretar forskjeller i trender i helsetilstanden hos de ulike demografiske gruppene, og man får en nøyaktig kontroll for tid for hver gruppe. Tilsvarende argumentasjon kan gjøres for kommuner dersom for eksempel noen kommuner over lenger tid sliter med stabilitet i fastlegetilbudet. Derfor inkluderes også kommunespesifikke trendledd, $\theta_i t$, for å fange opp forskjellig utvikling i PFI over tid mellom kommuner. Man kontrollerer da for en jevn kommunevis utvikling i utelatte variabler på kommunenivå.

Modellen som estimeres er dermed en dynamisk paneldatamodell med kommunefaste effekter, og faste effekter for hver demografisk gruppe. Det er kun variasjon innad i de demografiske gruppene innad i kommunene over tid som bidrar til å identifisere effekten av andelen asylsøkere på PFI, ikke variasjonen mellom dem.

5.2 Metodiske utfordringer

Som de fleste økonometriske analyser, byr også denne analysen på utfordringer som kan gi opphav til forventningsskjev estimat eller problemer med å trekke inferens. Jeg skal nå belyse de mest sentrale utfordringene i lys av modellen gitt av likning (5.1) og datamaterialet.

5.2.1 Endogenitetsproblem

En sentral forutsetning bak MKM er fravær av korrelasjon mellom restleddet i modellen som estimeres og forklaringsvariablene i modellen. Det betyr at utelatte faktorer som påvirker PFI, enten fordi de er vanskelig å kontrollere for eller fordi de er uobserverbare, ikke kan være korrelert med noen av de inkluderte forklaringsvariablene i modellen. Brudd på denne

forutsetningen innebærer at MKM vil estimere forventningsskjevne og inkonsistente estimat for effekten av andelen asylsøkere. Dersom $andel_asyl_{it}$ er korrelert med restleddet, u_{ijt} , sies variabelen å være endogen i økonometrisk forstand (Wooldridge, 2015, s. 76-77). Hvis den sanne effekten av asyltilstrømning på PFI er positiv, vil negative korrelasjoner mellom $andel_asyl_{it}$ og utelatte faktorer som påvirker PFI trekke i retning av at den sanne effekten systematisk underestimeres. Positive korrelasjoner trekker i retning av at den sanne effekten systematisk overestimeres. $andel_asyl_{it}$ kan være positivt korrelert med noen av de utelatte faktorene, og negativt korrelert med andre. Det er derfor ikke klart hvilken vei skjevheten går dersom man har et endogenitetsproblem. Likevel kan man si noe om retningen på skjevheten i MKM-estimatoren dersom man har noen tanker om fortegnet på korrelasjonen mellom forklaringsvariabelen og restleddet.

Det er hovedsakelig fire kilder til endogenitet: utelatte variabler, simultanitet, seleksjon og målefeil i variablene. Jeg skal nå redegjøre for disse, samt drøfte betydningen av de for denne analysen. I tillegg diskuteres utfordringer knyttet til en dynamisk paneldatamodell.

Utelatte variabler

Utelatte variabler er variabler som påvirker PFI, men ikke inkluderes i modellen og dermed fanges opp av restleddet. Dette kan være observerbare variabler man «glemmer» å inkludere i modellen, ikke har data på, eller som det er vanskelig å kvantifisere. Det kan også være uobserverbare variabler. Utelatt variabel skjevhet oppstår kun dersom utelatte variabler er korrelert med $andel_asyl_{it}$, hvilket innebærer at forklaringsvariabelen er korrelert med restleddet. Da vil β i relasjon (5.1) være en bruttokoeffisient hvilket innebærer at den ikke bare fanger opp effekten av asyltilstrømning på PFI, men også innflytelsen fra eventuelle utelatte variabler. Utelatelse av faktorer som ikke er korrelert med $andel_asyl_{it}$ vil derimot ikke føre til endogenitet, kun bidra til mindre presise estimat på effekten jeg ønsker å estimere (Wooldridge, 2015, s. 78-81).

Siden $andel_asyl_{it}$ varierer over tid mellom kommuner, er det i denne sammenhengen ikke så aktuelt å diskutere tilfeller hvor $andel_asyl_{it}$ kan være korrelert med δ_j . Det vil si korrelert med permanente faktorer som varierer mellom ulike demografiske grupper. Permanente forskjeller mellom kommuner kan imidlertid skape korrelasjoner mellom $andel_asyl_{it}$ og utelatte faktorer, men FE-estimering løser dette problemet ved å utnytte strukturen i paneldata til å transformere bort heterogenitet mellom kommuner. Tilsvarende er

inkludering tidsdummier for T-1-måneder, γ_t , en fleksibel formulering som sikrer kontroll for alle utelatte aggregerte faktorer, det vil si felles faktorer for alle kommuner, som varierer over tid og kan tenkes å være korrelert med $andel_asyl_{it}$ (Wooldridge, 2015, s. 436-438). Dette vil for eksempel fange opp endringer i landets asylpolitikk dersom det har betydning for PFI.

Utelatte variabler er et problem for denne analysen dersom de varierer innad i kommunene over tid og er korrelert med $andel_asyl_{it}$. Det innebærer at u_{ijt} og $andel_asyl_{it}$. Et eksempel på det er sykdomsepidemier. Dersom det ikke sendes asylsøkere til kommuner med alvorlige sykdomsepidemier kan det føre til skjevhet i estimatet av interesse.

Simultanitet

Når én eller flere forklaringsvariabler bestemmes samtidig som avhengig variabel har man simultanitet, også kalt toveis kausalitet (Wooldridge, 2015, s. 499-504).

Simultanitetsskjevheter er aktuelt i denne sammenhengen dersom PFI påvirker andelen asylsøkere i en kommune. Det kan være tilfelle dersom kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten, målt ved for eksempel legedekning, er bestemmende for asyltilstrømningen til en kommune.³⁷ Hvis en kommunes legedekning har positiv effekt på andelen asylsøkere, trekker det i retning av at MKM på (2) systematisk underestimerer den sanne effekten av asyltilstrømning på PFI. Årsaken er at man feilaktig *glemmer* å kontrollere for at lav legetetthet øker PFI, og samtidig fører til lavere andel asylsøkere.

For å undersøke omfanget av dette problemet, har jeg kontaktet UDI. Ifølge UDI er ikke helsevesenets kapasitet en del av beslutningsgrunnlaget for hvor asylsøkere plasseres. Asylsøkerne sendes dit det er ledig plass med mindre de har spesielle behov for tilrettelegging som kun kan ivaretas på bestemte asylmottak.³⁸ Det trekker i retning av at simultanitetsskjevheter ikke er et stort problem for denne analysen.

³⁷ Dette kan også tolkes som ett utelatt variabelproblem hvor utelatt variabel er trekk ved primærhelsetjenesten. Årsaken er at det trolig ikke er en direkte effekt av PFI på andelen asylsøkere, men indirekte gjennom trekk ved primærhelsetjenesten. Det betyr at det kun er et problem dersom modellen ikke kontrollerer tilstrekkelig for trekk ved primærhelsetjenesten som varierer innad i kommunene over tid, og som er korrelert med $andel_asyl_{it}$.

³⁸ Opplysninger gitt av UDI per telefon 23. mars 2018.

Seleksjon

Seleksjonsproblemer genererer utelatte variabelproblem i MKM-regresjonen. For det første kan det i denne analysen være aktuelt med utvalgsskjevhet dersom det ikke er tilfeldig hvilke kommuner som har asylmottak, og følgelig asylsøkere. Dette påvirker om hvorvidt en kommune blir med i utvalget som analyseres eller ikke. Analysekommunene er ikke et tilfeldig utvalg av norske kommuner, og derfor er det viktig at utvalget er representativt. Beslutningen om å etablere asylmottak eller ikke, kan påvirkes av mange faktorer. Det kan skyldes både observerbare faktorer, som hvor mange ledige egnede bygninger det er i kommunen, og uobserverbare faktorer, som en underliggende motstand mot asylsøkere blant kommunens beslutningstakere. Uavhengig av om asylmottakene blir drevet av kommuner, frivillige organisasjoner eller private selskap, må de tilfredsstillende UDIs krav til drift. Deriblant krav til vertskommunen (Utlendingsdirektoratet, 2018, u.å-d). Generelt er dette et større problem dersom man har tverrsnittsdata fordi det kan være permanente forskjeller mellom kommuner som gjør at noen kommuner velger å etablere asylmottak, mens andre velger ikke å gjøre det. FE på kommunenivå fanger opp seleksjonsskjevhet som skyldes heterogenitet mellom kommunene. Dette bidrar til å redusere eventuell seleksjonsskjevhet som følge av utvalgssелеksjon.

Et gjenstående problem med seleksjon er dersom befolkningsjokk som asyltilstrømning påvirker PFI forskjellig for utvalget kommuner som studeres og resten av landet. Det vil si at verdien på β er forskjellig for dem. For eksempel dersom små kommuner har et mindre robust helsetjenestetilbud og mindre mulighet til å omorganisere helsevesenet enn store kommuner. At Nord-Norge er sterkere representert i utvalget enn hva landsdelen er for landet som helhet, er også en faktor som trekker i retning av at effekten kan være større for analysekommunene på grunn av større avstander i kommunene som studeres.

Målefeil

Målefeil oppstår når den observerte verdien på en variabel er forskjellig fra den sanne verdien (Wooldridge, 2015, s. 287-292). Datamaterialet benyttet i analysen er utsatt for en del målefeil både i avhengig variabel og den sentrale forklaringsvariabelen.

Målefeil i avhengig variabel

En mulig målefeil i avhengig variabel er hvorvidt diagnosekodene er satt riktig. Fravær av

konsistens i medisinsk kodepraksis, hvis for eksempel forskjellige sykehus eller avdelinger koder ulikt, svekker kvaliteten på pasientstatistikken som avhengig variabel bygger på (Riksrevisjonen, 2016-2017). I og med at analysen er en paneldatanalyse med FE hvor ett geografisk område sammenlignes fra måned til måned, er trolig personellet og rutinene de samme. Problemet ville sannsynligvis ha vært større dersom man sammenlignet ulike sykehus.

En annen potensiell kilde til målefeil i avhengig variabel er dersom de ansatte på sykehusene har insentiver til å sette feil diagnosekode for å oppnå DRG³⁹ som genererer mest penger. Det er et problem hvis feilkodingen fører til at innleggelser inkluderes/utelates fordi det er registrert feil hoveddiagnose. For eksempel hvis det har skjedd en feilkoding, slik at en innleggelse som egentlig hadde hoveddiagnosen KOLS har blitt registrert med annen hoveddiagnose som ikke inngår på diagnoselisten, og dermed feilaktig utelates fra datasettet. Jeg har ikke funnet litteratur som sier noe om forekomsten av slike konsekvenser med feilkoding.

En tredje potensiell kilde til målefeil er at NPR har gradvis blitt utvidet over tid. I løpet av perioden har man fått med behandlinger på flere og flere små private sykehus i datasettet. Det kan føre til at antall PFI som studeres er høyere på slutten av perioden sammenlignet med starten, uten at det skyldes en reell økning i PFI. Fordi de fleste private sykehus er lokalisert i større byer anser jeg ikke det som et stort problem.

En fjerde kilde til målefeil er at populasjonen som potensielt kan ha en PFI trolig er mindre enn det jeg har estimert den til å være. Det er ikke fysisk mulig at de som er innlagt på sykehus på slutten av én måned kan legges inn på starten av neste måned, dersom de allerede er innlagt. Hvis mange blir syke i slutten av januar, er det i realiteten færre som kan bli syke og legges inn i februar siden mange allerede ligger på sykehus. PFI i en måned hvor det var høy PFI måneden før vil underestimeres, noe som skaper en feilaktig negativ korrelasjon i PFI mellom to påfølgende måneder.

En femte kilde til potensiell målefeil er at avhengig variabel er en rate. For telleren har jeg informasjon om hvor mange innleggelser det er hver måned, men for nevneren har jeg ikke tall på befolkningen som er 70 år og eldre for hver måned. Bruk av lineær interpolasjon til å

³⁹ Diagnoserelaterte grupper (DRG) er et pasientklassifiseringssystem, og i stedet for antall opphold brukes antall DRG-poeng som aktivitetsmål i somatiske institusjoner. Systemet gjør det mulig å sammenligne sykehus selv om de skulle behandle helt ulike pasienter. DRG gir både medisinsk og økonomisk informasjon (Helsedirektoratet, 2017a).

estimere utvikling i befolkningen over året kan skape målefeil i nevneren. Er befolkningen beregnet feil én måned, er den trolig det neste måned også. Det kan skape feilaktig positiv korrelasjon i PFI mellom månedene, fordi overestimert PFI én måned impliserer overestimert PFI neste måned.

Målefeil i forklaringsvariabelen

En potensiell kilde til målefeil i forklaringsvariabelen er at ikke alle asylsøkere nødvendigvis bor på asylmottak, men eksempelvis hos venner og familie. Det innebærer en underregistrering av antall asylsøkere fordi jeg kun har informasjon om beboere på mottak. Tatt i betraktning at asylsøkere som ikke velger å bo på asylmottak ikke har rett på økonomisk støtte fra den norske stat, er det rimelig å anta at også denne målefeilen ikke er av stor betydning (Utlendingsdirektoratet, u.å-a).

Interessevariabelen er på samme måte som avhengig variabel en rate hvor nevneren er et estimert mål på befolkningen i kommunene i hver måned. Dette er imidlertid et estimert mål på hele befolkningen. Bruk av lineær interpolasjon til å estimere utvikling i befolkningen over året kan også skape målefeil i forklaringsvariabelen.

Oppsummering

Kildene til målefeil diskutert ovenfor kan føre til at estimatet på effekten av asyltilstrømning blir mindre presis på grunn av økt restleddsvarians. Dersom de ikke er tilfeldige kan de imidlertid føre til forventningsskjevhet i estimatet til interessevariabelen. De fleste av målefeilene i avhengig variabel er tilfeldige og fører trolig kun til upresise estimat. En målefeil i avhengig variabel som kan føre til skjevhet i den estimerte effekten, er estimeringen av innbyggertallet for 70-åringer og eldre. Årsaken er at en feil i befolkningen for eldre impliserer feil i hele befolkningen. Dersom befolkningen som er 70 år og oppover overestimeres én måned slik at observert verdi på avhengig variabel er lavere enn sann verdi, er også observert verdi på $andel_asyl_{it}$ lavere enn sann verdi. Samtidig er observert verdi på $andel_asyl_{it}$ lavere desto høyere målefeilen er, og følgelig er målefeilen korrelert med verdien på forklaringsvariabelen.

I tillegg til sykdomsbølger og oppfølgingskontroller på sykehusene, kan målefeilene i avhengig variabel diskutert ovenfor være en kilde til treghet i tilpasningen. PFI i tidligere perioder vil ha betydning for forbruksraten i inneværende periode, fordi det er samme feil i to påfølgende måneder. Inkludering av lag i avhengig variabel i modellen kan være med på å

korrigere betydningen av målefeil.

Paneldataskjevhet

Modellen gitt av relasjon (5.1) er en dynamisk paneldatamodel. Bruk av lag i avhengig variabel som representasjon av tidsforsinkelse fører til at FE-estimatoren er forventningsskjev og inkonsistent fordi den *within groups*-transformerte (WG) laggede avhengige variabelen er korrelert med det WG-transformerte restleddet (Verbeek, 2012, s. 396-398). Dette gir i utgangspunktet behov for alternative estimatorer, men det kan vises FE-estimatoren likevel er konsistent ved store utvalg med mange observasjoner i både tverrsnitts- og tidsdimensjonen. Skjevheten i estimatoren reduseres når antall tidsperioder øker, og en tommelfingerregel er at skjevheten er tilnærmet borte når $T > 20$. Med 192 måneder i tidsdimensjonen er dette trolig ikke et problem for denne paneldataanalysen.

5.2.2 Problemer knyttet til effisiens

Brudd på en forutsetning om fravær av heteroskedastisitet, seriekorrelasjon eller spatial autokorrelasjon vil ikke føre til skjevhet i estimatene, men kan gi problemer med å trekke inferens. Estimert varians, og følgelig standardavvik, til estimatene vil være basert på feil formel. Statistisk inferens basert på ukorrigerede standardavvik er ugyldig og kan gi villedende resultater (Verbeek, 2012, s. 95-96).

Restleddet er heteroskedastisk dersom variasjonen i utelatte faktorer som påvirker PFI er forskjellig for kommunene. Det gjelder for eksempel dersom variasjonen i fastlegedekningen er stor for noen av kommuner og liten i andre.

Permanente forskjeller mellom kommuner, α_i , og permanente forskjeller mellom demografiske grupper, δ_j , skaper seriekorrelerte restledd. Ved FE-estimering vil imidlertid slik heterogenitet transformeres bort. Den idiosynkratiske restleddskomponenten, u_{ijt} , kan fremdeles være seriekorrelert innad i enhetene. Det er tilfellet dersom inkludering av et lag i avhengig variabel i modellen ikke representerer en adekvat kontroll for målefeilene, sykdomsbølger, oppfølgingskontroller diskutert ovenfor, samt andre mulige kilder til seriekorrelasjon.

Uobserverbare faktorer som et områdesjokk kan føre til korrelasjon mellom kommuner på samme tidspunkt. Eksempelvis kan kommuner i samme fylke ha samme helseproblemer på grunn av miljømessige og kulturelle påvirkninger. Videre kan epidemier som varer over lengre perioder, og som spres på tvers av kommuner innad i fylker, også skape spatial autokorrelasjon.

For å unngå misledende inferens uten å pålegge alternative forutsetninger om strukturen til varians-kovariansmatrisen kan man estimere cluster-robuste standardavvik. Med cluster-korrigerede standardavvik vil imidlertid MKM-estimatoren være ineffisient. På grunn av den kompliserte restleddsstrukturen er det ikke opplagt hva som er en god måte å clustre standardavvikene på. Clustering på kommunenivå tar hensyn til at observasjonene internt i en kommune ikke er uavhengige. Altså at det skjer noe i en kommune som er felles for alle grupper internt i kommunen og/eller felles for flere måneder, men som modellen ikke kontrollerer for. For eksempel værvariasjoner: at det er fint vær én måned og dårlig den neste, eller at det er fint vær i én kommune og dårlig i en annen. Hvis man clusterer på demografisk gruppe tar man hensyn til hendelser eller faktorer som påvirker alle kommuner likt, men ikke de demografiske gruppene. Eksempelvis noe som påvirker PFI for 70-75 år gamle menn i alle kommuner, men ikke menn 80-85 år i samme kommune. Det er vanskelig å se for seg hvilke hendelser eller faktorer det kan være, noe som motiverer for å estimere modellen med cluster-robuste standardavvik på kommunenivå.

5.3 Utvidelser av modellspesifikasjonen

5.3.1 Dynamikk i grunnmodellen

Grunnmodellen i analysen var gitt av likning (5.1) som:

$$PFI_{ijt} = \rho PFI_{ijt-1} + \beta \text{andel_asyl}_{it} + \alpha_i + \theta_i t + \delta_j + \mu_j t + \gamma_t + u_{ijt}$$

$$i = 1, 145; \quad j = 1, 10; \quad t = 1, 192$$

hvor PFI_{ijt} er andelen potensielt forebyggbare innleggelser i kommune i for demografisk gruppe j på tidspunkt t . PFI_{ijt-1} er verdien til avhengig variabel én måned tilbake i tid. andel_asyl_{it} er andelen asylsøkere relativt til befolkningen i kommune i , på tidspunkt t . α_i er faste effekter for kommune, $\theta_i t$ er spesifikke trendledd for hver kommune, δ_j er faste effekter

for demografisk gruppe, $\mu_j t$ er spesifikke trendledd for hver demografisk gruppe og γ_t er faste effekter for hver måned i perioden som studeres. u_{ijt} er et idiosynkratisk restledd.

Det kan ta tid før helsetjenesten i kommunene tilpasser seg større og flere arbeidsoppgaver, og asylsøkernes helseundersøkelser blir gjennomført. Siden kommunene har opptil tre måneder på seg, kan det være at en økning i andelen asylsøkere ikke gir seg til uttrykk som økt press i primærhelsetjenesten før inntil tre måneder etter deres ankomst. Samtidig kan det være at man ikke ser effekt på behandlingsraten umiddelbart. Sannsynligvis vil det i mange tilfeller ta litt tid før pasientene blir så dårlige at sykehusinnleggelse er nødvendig. Det er også viktig å kontrollere for eventuell ventetid siden data inneholder alle innleggelser, ikke bare akuttinnleggelser. For å ta hensyn til mulige tregheter i effekten av asyltilstrømming på PFI, estimeres modellen med laggede verdier for andelen asylsøkere en, to og tre måneder tilbake i tid. Det innebærer at $andel_asyl_{it}$ byttes ut med henholdsvis $andel_asyl_{it-1}$, $andel_asyl_{it-2}$ og $andel_asyl_{it-3}$ i relasjon (5.1). På grunn av høy grad av multikollinearitet kan ikke flere lag inkluderes samtidig.

Resultatene fra estimering av ulike versjoner av (5.1) presenteres i kapittel 6.1.

5.3.2 Endringsmodellen

Grunnmodellen i analysen er en nivåmodell. Hvis den forholdsvis jevne utviklingen i andelen asylsøkere nasjonalt også gjelder for utviklingen lokalt, så kan det være at andelen asylsøkere ikke kan forklare utviklingen i PFI fordi PFI varierer mye fra måned til måned. Figur C.1 i appendiks C presenterer den nasjonale tidsutviklingen i endringen i andelen asylsøkere. Hvis man ser på endringen i andelen asylsøkere så fluktuerer den betydelig mer enn selve nivået på andelen asylsøkere. Jeg velger derfor også å estimere en modell med endringen i andelen asylsøkere mellom periode t og periode $t-1$ som forklaringsvariabel i stedet for andelen asylsøkere på nivå. Endringsmodellen er gitt av følgende likning:

$$PFI_{ijt} = \rho PFI_{ijt-1} + \beta \Delta andel_asyl_{it} + \alpha_i + \theta_i t + \delta_j + \mu_j t + \gamma_t + u_{ijt} \quad (5.2)$$

$$i = 1, 145; \quad j = 1, 10; \quad t = 1, 192$$

hvor PFI_{ijt} er andelen potensielt forebyggbare innleggelser i kommune i for demografisk gruppe j på tidspunkt t . PFI_{ijt-1} er verdien til avhengig variabel én måned tilbake i tid.

$\Delta andel_asyl_{it} = andel_asyl_{it} - andel_asyl_{it-1}$ er endringen i andelen asylsøkere relativt til befolkningen i kommune i , på tidspunkt t . α_i er faste effekter for kommune, θ_{jt} er spesifikke trendledd for hver kommune, δ_j er faste effekter for demografisk gruppe, μ_{jt} er spesifikke trendledd for hver demografisk gruppe og γ_t er faste effekter for hver måned i perioden som studeres. u_{ijt} er et idiosynkratisk restledd.

Deskriptiv statistikk for $\Delta andel_asyl_{it}$ er å finne i tabell C.1.

I grunnmodellen vil en permanent endring i andelen asylsøkere føre til en permanent endring i $andel_asyl_{it}$, noe som kan ha en permanent effekt på PFI. I endringsmodellen derimot, vil en permanent endring i andelen asylsøkere kun føre til en midlertidig endring i $\Delta andel_asyl_{it}$. Koeffisienten β i endringsmodellen gir dermed en effekt på kort sikt av asyltilstrømning, det vil si effekten av økt andel asylsøkere på PFI den påfølgende måneden. For eksempel effekten av at andelen asylsøkere øker fra januar til februar på PFI i februar. Effekten vil være tilnærmet borte allerede i mars, da har PFI nesten returnert til januarnivå med mindre det oppstår nye endringer. Det er følgelig endringer fra måned til måned innad i samme kommune som sammenlignes, ikke mellom kommuner.

Bruk av $\Delta andel_asyl_{it}$ som forklaringsvariabel impliserer altså at man kun studerer en kortsiktig effekt av asyltilstrømning som hovedsakelig vil påvirke PFI den påfølgende måneden. I motsetning til modellen gitt av (5.1) med $andel_asyl_{it}$ som forklaringsvariabel, vil den langsiktige effekten av en permanent endring av andelen asylsøkere gå mot null når man bruker endringen i andelen asylsøkere som forklaringsvariabel. På grunn av lag i avhengig variabel vil det være en liten effekt de første månedene, men det er ingen langtidseffekt fordi på lang sikt vil $\Delta andel_asyl_{it}$ være lik null. Hele intuisjonen bak en langtidseffekt er at det er den endelige effekten når alle variablene i modellen har nådd *steady state*. Da er andelen asylsøker i en måned lik andelen asylsøkere i den foregående måneden.

Modellen gitt av relasjon (5.2) er modellen som omtales som endringsmodellen i denne oppgaven. Resultater fra estimering av ulike versjoner av endringsmodellen presenteres i kapittel 6.2. Videre vil effekten av *endringen* i andelen asylsøkere fortsatt omtales som effekten av andelen asylsøkere. For å unngå misforståelser vil effekten av andelen asylsøkere fra estimering av modellen gitt av (5.1) omtales som nivåeffekten av andelen asylsøkere.

5.3.3 Dynamikk i endringsmodellen

Med bakgrunn i samme resonnement som for modellen med andelen asylsøkere på nivå som forklaringsvariabel, ønsker jeg å ta hensyn til eventuelle tregheter i effekten av asyltilstrømning på PFI i denne modellen også. For å ta hensyn til at endring i andelen asylsøkere to- og tre måneder tilbake i tid kan ha betydning for PFI i dag, utvides modellen med laggede forklaringsvariabler. Modellen som estimeres er da gitt ved likning (5.3). Inkludering av flere lag samtidig gir ikke problemer med multikollinearitet i denne modellspesifikasjonen.

$$PFI_{ijt} = \rho PFI_{ijt-1} + \beta \Delta andel_asyl_{it} + \varphi_1 \Delta andel_asyl_{it-1} + \varphi_2 \Delta andel_asyl_{it-2} + \alpha_i + \theta_i t + \delta_j + \mu_j t + \gamma_t + u_{ijt} \quad (5.3)$$
$$i = 1, 145; \quad j = 1, 10; \quad t = 1, 192$$

hvor PFI_{ijt} er andelen potensielt forebyggbare innleggelses i kommune i for demografisk gruppe j på tidspunkt t . PFI_{ijt-1} er verdien til avhengig variabel én måned tilbake i tid. $\Delta andel_asyl_{it}$ er endringen i andelen asylsøkere relativt til befolkningen i kommune i , på tidspunkt t . α_i er faste effekter for kommune, $\theta_i t$ er spesifikke trendledd for hver kommune, δ_j er faste effekter for demografisk gruppe, $\mu_j t$ er spesifikke trendledd for hver demografisk gruppe og γ_t er faste effekter for hver måned i perioden som studeres. u_{ijt} er et idiosynkratisk restledd.

For å forenkle forklaringen av laggede verdier på forklaringsvariabelen tar jeg utgangspunkt i at periode t er i juni 1999 (det vil si $t=6$). Da er $\Delta andel_asyl_{it-1}$ endringen i andelen asylsøkere fra april til mai samme år, og $\Delta andel_asyl_{it-2}$ er endringen i andelen asylsøkere fra mars til april samme år.

Modellspesifikasjonen gitt av (5.3) impliserer en tre-perioders effekt, altså en korttidseffekt for tre måneder. Det er fortsatt ingen effekt på lang sikt. Resultatene fra estimering av ulike versjoner av (5.3) presenteres i kapittel 6.3.

6 Økonometrisk analyse

Dette kapittelet presenterer resultatene fra den empiriske analysen. Analysen er gjennomført i programmet *Stata/MP 15*. Data er vektlagt slik at hver person i aldersgruppen 70 år og oppover teller like mye i regresjonene uavhengig av om de bor i en stor eller liten kommune. Uten en slik vektning får små kommuner like stor vekt som store i regresjonen, hvilket impliserer at hver innbygger i små kommuner vektlegges mer enn innbyggere i store kommuner.⁴⁰

6.1 Nivåregresjoner

Tabell 3 presenterer regresjonsresultater fra modellen estimert med andelen asylsøkere på nivåform. Kolonne (1) inneholder estimert effekt basert på modellspesifikasjonen gitt av (5.1). I kolonne (2)-(4) tas det hensyn til at andelen asylsøkere i tidligere perioder kan ha betydning for PFI i inneværende. Kolonne (2) oppgir estimert effekt når modellen estimeres med laggede verdier for andelen asylsøkere én måned tilbake i tid. Kolonne (3) gir estimert effekt av en endring i andelen asylsøkere to måneder tilbake i tid, mens kolonne (4) oppgir effekten av en endring i tilstrømningen av asylsøkere tre måneder tilbake i tid.

Estimerte effekter er gjennomgående negative, altså med motsatt fortegn enn forventet. Ingen av effektene er imidlertid signifikante. Selve nivået på andelen asylsøkere har altså ikke signifikant betydning for PFI.

Estimert koeffisient foran lag i avhengig variabel er lav, hvilket impliserer liten grad av persistens. En økning i andelen asylsøkere på 1 %-poeng av totalt antall innbyggere i en kommune er estimert til å redusere PFI med 0.0029 %-poeng på lang sikt.⁴¹ Langtidseffekten er marginalt høyere enn korttidseffekten som er estimert til å være en reduksjon i PFI på 0.0026 %-poeng. Det skyldes rask tilpasning i PFI. Heller ikke langtidseffekten av andelen asylsøkere på PFI er signifikant forskjellig fra null.

⁴⁰ Effekten av andelen asylsøkere på PFI var sterkere uten vektningen, noe som tyder på at asyltilstrømning har større effekt i små kommuner. Det kan det være flere årsaker til. For eksempel at andelen varierer mer i små kommuner, og store endringer i andel asylsøkere kan ha større effekt enn små endringer. I tillegg kan det være at helsevesenet er mindre stabilt i små kommuner.

⁴¹ Utrenginger basert på modellspesifikasjonen i kolonne (1).

Tolkningen av estimerte effekter vil bli forklart nærmere i kapittel 6.2 siden det er resultatene fra estimering av endringsmodellen det fokuserer mest på i denne oppgaven.

Basert på resultatet fra nivåregresjonene ser det ut til at inntrykket man fikk fra figurene som viser den nasjonale tidsutviklingen i andelen asylsøkere og PFI for de demografiske gruppene, også gjelder på kommunenivå. Det til tross for at det i analysen kontrolleres for andre forhold som måtte virke inn. Dersom andelen asylsøkere har betydning for PFI, er det sannsynligvis endring i andelen asylsøkere fra måned til måned som kan ha betydning.

TABELL 3: Nivåregresjoner

VARIABLER	(1)	(2)	(3)	(4)
PFI _{t-1}	0.1073*** (0.0140)	0.1073*** (0.0140)	0.1073*** (0.0140)	0.1073*** (0.0140)
Andelen asylsøkere _t	-0.0026 (0.0052)			
Andelen asylsøkere _{t-1}		-0.0035 (0.0052)		
Andelen asylsøkere _{t-2}			-0.0039 (0.0050)	
Andelen asylsøkere _{t-3}				-0.0045 (0.0049)
Kommunefaste effekter	JA	JA	JA	JA
Gruppefaste effekter	JA	JA	JA	JA
Tidsdummier	JA	JA	JA	JA
Trendledd for hver demografisk gruppe	JA	JA	JA	JA
Kommunespesifikke trendledd	JA	JA	JA	JA
Estimeringsperiode	1999-2014	1999-2014	1999-2014	1999-2014
Antall kommuner	145	145	145	145
Antall demografiske grupper	10	10	10	10
Observasjoner	278 255	278 255	278 254	278 253
R ²	0.088	0.088	0.088	0.088

Merk: Robuste standardavvik korrigerert på kommunenivå i parentesene. Regresjonene er vektet med antall innbyggere 70 år og eldre i kommunene.

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

6.2 Resultater fra endringsmodellen

Resultatene fra estimering av ulike versjoner av endringsmodellen presenteres i tabell 4. Her oppgis altså resultater fra estimering av modellspesifikasjoner med endring i andelen asylsøkere som forklaringsvariabel, og alle modellspesifikasjonene inkluderer månedsfaste effekter. Det inkluderes flere og flere kontroller til man ender opp med den mest fleksible modellspesifikasjonen gitt av (5.2). Som et sammenligningsgrunnlag presenteres pooled MKM-estimatet på effekten av andelen asylsøkere i kolonne (1). I kolonne (2) inkluderes kommune- og gruppefaste effekter, og kolonne (3) inkluderer spesifikke trendledd for hver demografisk gruppe og kommune. Forskjellen mellom (2) og (3) er at førstnevnte kun kontrollerer for aggregert tidsutvikling i PFI på nasjonalt nivå, det vil si for alle kommuner og demografiske grupper. Med kommune- og gruppespesifikke tidseffekter tar man hensyn til at utviklingen kan være forskjellig mellom kommuner og mellom demografiske grupper. Mange frihetsgrader i analysen gjør at man kan la både kommune- og gruppespesifikke faste effekter variere over tid.

Det er relativt små forskjeller mellom de tre modellspesifikasjonene. Effekten av andelen asylsøkere er gjennomgående positiv, men ikke statistisk signifikant forskjellig fra null. Estimatet til interessevariabelen basert på pooled MKM og FE er forholdsvis like og ikke signifikant forskjellige fra hverandre. Dersom heterogenitet mellom kommunene gav opphav til betydelig utelatt variabel skjevhet, skulle det isolert sett tilsi en større forskjell mellom de to estimatene. Utelatte faktorer som følge av heterogenitet mellom kommuner kan skape skjevheter i estimatet som trekker i motstridende retninger. Altså kan man både ha utelatte faktorer som isolert sett trekker i retning av at effekten underestimeres, og utelatte faktorer som trekker i retning av at effekten overestimeres. Hvis den sanne effekten av andelen asylsøkere er positiv så vil førstnevnte være tilfellet dersom man for eksempel har utelatt faktorer som er positivt korrelert med PFI, men negativt korrelert med andelen asylsøkere. Det kan forklare den marginale forskjellen mellom de to koeffisientestimatene.

Kontroll for ulik tidsutvikling i PFI mellom kommuner og demografiske grupper øker estimatet av interesse til 0.0063. Tolkningen av den estimerte effekten er at en økning i andelen asylsøkere på 1, det vil si 100 %-poeng, øker PFI med 0.0063, som er det samme som 0.63 %-poeng, på kort sikt. Dette er effekten av at det kommer like mange asylsøkere som det er innbyggere i kommunen en måned. Tatt i betraktning at $\Delta andel_asyl_{it}$ kun varierte fra pluss/minus 11-12 %, er det mer realistisk å betrakte den kortsiktige effekten av en endring på

TABELL 4: Resultater fra endringsmodellen

VARIABLER	Pooled MKM		FE	
	(1)	(2)	(3)	
PFI _{t-1}	0.1718*** (0.0135)	0.1128*** (0.0138)	0.1073*** (0.0140)	
Δandelen asylsøkere _t	0.0057 (0.0098)	0.0054 (0.0095)	0.0063 (0.0094)	
Kommunefaste effekter	NEI	JA	JA	
Gruppefaste effekter	NEI	JA	JA	
Tidsdummier	JA	JA	JA	
Trendledd for hver demografisk gruppe	NEI	NEI	JA	
Kommunespesifikke trendledd	NEI	NEI	JA	
Estimeringsperiode	1999-2014	1999-2014	1999-2014	
Antall kommuner	145	145	145	
Antall demografiske grupper	10	10	10	
Observasjoner	278 255	278 255	278 255	
R ²	0.034	0.083	0.088	

Merk: Robuste standardavvik korrigert på kommunenivå i parentesene. Regresjonene er vektet med antall innbyggere 70 år og eldre i kommunene.

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

for eksempel 1 %-poeng. Altså en økning i andelen asylsøkere på 0.001. Modellen predikerer da en økning i PFI på 0.000063, eller 0.0063 %-poeng. Det betyr at dersom PFI i utgangspunktet er lik det globale gjennomsnittet på 1.14 %, predikerer modellen at en økning i andelen asylsøkere på 1 %-poeng i én måned vil øke PFI til 1.1463 % den påfølgende måneden.

En økning i PFI på 1 %-poeng i én måned er estimert til å øke PFI den påfølgende måneden med 0.11 %-poeng, basert på estimert effekt rapportert i kolonne (3). Estimert effekt er signifikant, og utgjør i underkant av 5 % av ett standardavvik i PFI. Lav grad av persistens tyder imidlertid på at svekket kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten én måned ikke har vedvarende konsekvenser for kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten.

Resultatet i kolonne (3) omtales som resultatet fra endringsmodellen videre i oppgaven. Det er denne modellspesifikasjonen som de kommende regresjonsanalysene i oppgaven tar utgangspunkt i.⁴²

Gitt at man har mest tiltro til en hypotese om at effekten av asyltilstrømning på PFI er positiv dersom det er en effekt, indikerer sammenligning av estimeringsresultatene i tabell 3 og tabell 4 at en modell med kun korttidseffekt er bedre til å forklare sammenhengen mellom PFI og andelen asylsøkere. Jeg finner imidlertid verken signifikante korttidseffekter eller signifikante langtidseffekter. Det kan tyde på at asyltilstrømning ikke svekker kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten. Forklaringskraften er imidlertid lav for alle modellspesifikasjonene.

6.3 Dynamikk

Resultatene fra estimering av ulike versjoner av modellen gitt av (5.3) presenteres i tabell 5. Kolonne (1) presenterer estimert effekt på PFI i dag av en endring i asyltilstrømningen to måneder tilbake i tid. Det kan for eksempel være effekten på PFI i mai som følge av en økning i andelen asylsøkere fra mars til april samme år. Kolonne (2) presenterer effekten av en endring tre måneder tilbake i tid. Modellen utvides i kolonne (3) til å inkludere alle

⁴² Som et sammenligningsgrunnlag presenteres regresjonsresultatene fra estimering av endringsmodellen (kolonne (3) i tabell 4) i kolonne (*) i alle kommende tabeller med regresjonsresultater.

forklaringsvariablene samtidig, og det er dermed modellen slik den er oppgitt i likning (5.3) som estimeres.⁴³

Ingen av de estimerte effektene er signifikante og det er neglisjerbare forskjeller mellom dem. En hypotese om at summen av de tre effektene er signifikant forskjellig fra null kan heller ikke forkastes. Ergo har ikke asyltilstrømning betydning for PFI over en periode på tre måneder heller.

TABELL 5: Dynamikk

VARIABLER	(*)	(1)	(2)	(3)
PFI _{t-1}	0.1073*** (0.0140)	0.1073*** (0.0140)	0.1073*** (0.0140)	0.1073*** (0.0140)
Δandelen asylsøkere _t	0.0063 (0.0094)			0.0062 (0.0094)
Δandelen asylsøkere _{t-1}		0.0036 (0.0075)		0.0034 (0.0075)
Δandelen asylsøkere _{t-2}			0.0050 (0.0083)	0.0050 (0.0083)
Kommunefaste effekter	JA	JA	JA	JA
Gruppefaste effekter	JA	JA	JA	JA
Tidsdummier	JA	JA	JA	JA
Trendledd for hver demografisk gruppe	JA	JA	JA	JA
Kommunespesifikke trendledd	JA	JA	JA	JA
Estimeringsperiode	1999-2014	1999-2014	1999-2014	1999-2014
Antall kommuner	145	145	145	145
Antall demografiske grupper	10	10	10	10
Observasjoner	278 255	278 254	278 253	278 253
R ²	0.088	0.088	0.088	0.088

Merk: Robuste standardavvik korrigerert på kommunenivå i parentesene. Regresjonene er vektet med antall innbyggere 70 år og eldre i kommunene.

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

⁴³ Hjelperegresjoner med de ulike forklaringsvariablene som funksjoner av hverandre og korrelasjonsmatrisen mellom dem impliserte at det ikke er noe problem med multikollinearitet.

7 Utvidelser og sensitivitetsanalyse

Nå skal jeg undersøke om effekten av andelen asylsøkere er forskjellig mellom ulike delutvalg. I dette kapitlet studeres endringen i resultatet fra endringsmodellen når man ser på konkrete situasjoner hvor det er grunn til å tro at effekten av andelen asylsøkere kan være forskjellig fra den gjennomsnittlige effekten avdekket i analysen i kapittel 6.2. Først undersøkes det om effekten av endring avhenger av om andelen asylsøkere øker eller reduseres. Deretter ses det nærmere på hvordan effekten varierer mellom kjønn og aldersgrupper. Det studeres også betydningen av de to reformene introdusert i kapittel 2.1, som begge påvirker organiseringen av dagens helsesystem. Alle utvidelser tar utgangspunkt i endringsmodellen gitt av relasjon (5.2), estimert i kolonne (3) i tabell 4. Jeg har også estimert de andre modellene på delutvalg uten at konklusjonen påvirkes. Derfor presenteres kun resultater fra estimering av endringsmodellen for ulike delutvalg. Til slutt gjøres en sensitivitetsanalyse for å teste robustheten til resultatene.

7.1 Asymmetri

Modellspesifikasjonene i denne oppgaven impliserer alle at en reduksjon i andelen asylsøkere, reduserer PFI med like mye som en tilsvarende økning i andelen asylsøkere vil øke PFI. Er det nødvendigvis slik at de to effektene er symmetriske? En flyktningkrise kommer som regel før helsevesenet rekker å sette inn tiltak. Samtidig tar det trolig lengre tid å sette inn tiltak som å ansette flere leger enn å fjerne dem. Ved å kontrollere for mulig asymmetri skal jeg undersøke om en økning i andelen asylsøkere har større effekt på PFI, enn en reduksjon. Det gjøres ved å estimere en tilsvarende modell som (5.2), men hvor $\Delta andel_asyl_{it}$ er erstattet med $\Delta andel_asyl_{it}^+$ og $\Delta andel_asyl_{it}^-$. Estimert koeffisient foran $\Delta andel_asyl_{it}^+$ gir effekten av en økning i andelen asylsøkere, estimert koeffisient foran $\Delta andel_asyl_{it}^-$ gir effekten ved en reduksjon i andelen asylsøkere.

Estimerte effekter presentert i kolonne (1) i tabell 6 indikerer at effekten av en økning i andelen asylsøkere er høyere enn effekten ved en reduksjon. Effekten av en økning er også høyere enn i tilfellet uten asymmetri. En mulig tolkning av resultatene er at det støtter en hypotese om at når man får et positivt befolkningssjokk, legger det press på kapasiteten til primærhelsetjenesten. I neste omgang kan det føre til lengre ventetid hos fastlege for

vertsbefolkningen eller dårligere kvalitet på legekonsultasjonene, noe som til slutt kan ende med sykehusinnleggelse som kunne vært unngått. En reduksjon i andelen asylsøkere ser ikke ut til å ha betydning for PFI. Det kan være flere grunner til det, deriblant at kommunene møter økt tilstrømning med intern ressursallokering eller ansettelse av flere leger. Språkutfordringer og behov for tolk kan forklare at økt tilstrømning likevel fører til økt PFI. Når det blir en reduksjon i tilstrømningen, fjernes eller omplasseres ressursene igjen.

TABELL 6: Asymmetri

VARIABLER	(*)	(1)
PFI _{t-1}	0.1073*** (0.0140)	0.1073*** (0.0140)
Økning i andelen asylsøkere _t		0.0127 (0.0146)
Reduksjon i andelen asylsøkere _t		0.0005 (0.0124)
Δandelen asylsøkere _t	0.0063 (0.0094)	
Kommunefaste effekter	JA	JA
Gruppefaste effekter	JA	JA
Tidsdummier	JA	JA
Trendledd for hver demografisk gruppe	JA	JA
Kommunespesifikke trendledd	JA	JA
Estimeringsperiode	1999-2014	1999-2014
Antall kommuner	145	145
Antall demografiske grupper	10	10
Observasjoner	278 255	278 255
R ²	0.088	0.088

Merk: Robuste standardavvik korrigerert på kommunenivå i parentesene. Regresjonene er vektet med antall innbyggere 70 år og eldre i kommunene.

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

7.2 Alder og kjønn

Til nå er det kun tatt hensyn til at nivået på PFI kan variere blant de ti definerte demografiske gruppene. Forskjeller i deskriptiv statistikk om PFI for ulike undergrupper, gir grunnlag for å undersøke om effekten av andelen asylsøkere også er forskjellig for ulike aldersgrupper og kjønn. Analyseresultatene fra estimering av modellen for ulike delutvalg finnes i tabell 7. Kolonne (1) og (2) oppgir estimerte effekter fra modellen estimert med delutvalgene henholdsvis kvinner og menn. Kolonne (3)-(5) rapporterer estimerte effekter for modellen estimert for tre delutvalg med aldersgrupper på henholdsvis 70-79 år, 80-89 år og 90+ år. Ingen av de estimerte effektene er signifikante, men estimert verdi på koeffisienten er betydelig høyere for noen av undergruppene.

Effekten av andelen asylsøkere synes å være sterkere for menn enn kvinner. Det kan flere årsaker til det. For eksempel kan det tenkes at menn i denne generasjonen i utgangspunktet er dårligere til å søke helsehjelp tidsnok.

Aldersgruppene ser også ut til å respondere ulikt på endring i andelen asylsøkere. PFI virker å være mer sårbar for asyltilstrømning desto eldre pasientgruppen er. Dette indikerer at den lille gjennomsnittlige positive effekten funnet for hele utvalget hovedsakelig drives av effekten for de over 80 år i vertsbefolkningen. En mulig forklaring på det er at desto yngre man er, desto bedre allmennhelse har man, og følgelig tåler man å vente litt lenger før tilstanden blir så kritisk at innleggelse er nødvendig.

TABELL 7: Undergrupper

VARIABLER	Hele utvalget (*)	Kvinner (1)	Menn (2)	70-79 år (3)	80-89 år (4)	90 år - (5)
PFI _{t-1}	0.1073*** (0.0140)	0.0827*** (0.0039)	0.1180*** (0.0233)	0.1064*** (0.0047)	0.1161*** (0.0309)	0.0520*** (0.0059)
Δandelen asylsøkere _t	0.0063 (0.0094)	0.0029 (0.0119)	0.0104 (0.0126)	0.0016 (0.0139)	0.0086 (0.0126)	0.0485 (0.0389)
Kommunefaste effekter	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Gruppefaste effekter	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Tidsdummier	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Trendledd for hver demografisk gruppe	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Kommunespesifike trendledd	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Estimeringsperiode	1999-2014	1999-2014	1999-2014	1999-2014	1999-2014	1999-2014
Antall kommuner	145	145	145	145	145	145
Antall demografiske grupper	10	5	5	4	4	2
Observasjoner	278 255	139 200	139 055	111 359	111 348	55 548
R ²	0.088	0.089	0.080	0.100	0.083	0.047

Merk: Robuste standardavvik korrigert på kommunenivå i parentesene. Regresjonene er vektet med antall innbyggere 70 år og eldre i kommunene.

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

7.3 Betydningen av reformer

Begge reformene omtalt i kapittel 2 impliserte endringer i organiseringen av det norske helsevesenet da de ble innført. Jeg skal nå undersøke om effekten av asyltilstrømning til kommunene er forskjellig før og etter innføringen av reformene. Resultatene fra estimering av modellen for de aktuelle delperiodene oppgis i tabell 8. I kolonne (1) estimeres modellen gitt av likning (5.2) for perioden før fastlegereformen trådte i kraft, altså fra 1. januar 1999 til 31. mai 2001. Kolonne (2) inneholder estimeringsresultatene når modellen estimeres for perioden fra 1. juni 2001, når reformen trådte i kraft, til 31. desember 2014. Kolonne (3) og (4) presenterer tilsvarende for samhandlingsreformen, og tidsperiodene modellen estimeres for er derfor henholdsvis 1999-2011 og 2012-2014. Fortsatt er ingen av de estimerte effektene signifikant forskjellig fra null.

Effekten av andelen asylsøkere virker sterkere før etableringen av fastlegeordningen enn etter. Estimert effekt for perioden før reformen er også større enn estimert effekt for hele analyseperioden. En mulig forklaring er at primærhelsetjenesten ble mer robust for brå endringer i arbeidsbelastningen, herunder befolkningsjokk, med innføringen av fastlegeordningen. Nye pasientgrupper fører kanskje ikke til like mange sykehusinnleggelses som kunne vært unngått, sammenlignet med perioden før iverksettelsen av reformen. Hensikten med fastlegeordningen er mer stabilitet i tilbudet av helsetjenester i kommunene, og resultatene peker i retning av at ordningen bidrar i arbeidet med å nå en slik målsetting.

Det motsatte ser ut til å være tilfelle når det gjelder betydningen av samhandlingsreformen. Effekten av andelen asylsøkere på PFI er estimert til å være over dobbel så høy etter innføringen av reformen. Riktignok er ingen av de estimerte effektene statistisk signifikante. Indikasjonen av resultatet kan imidlertid likevel virke overraskende ved første øyekast, tatt i betraktning at reformens mål er bedret pasienthåndtering gjennom riktig behandling til rett tid på rett sted. En potensiell forklaring er at reformen i stor grad innebærer en overflytting av ansvar fra spesialisthelsetjenesten til primærhelsetjenesten, deriblant fastlegene. For eksempel vedrørende utskrivningsklare pasienter. Den økte arbeidsbelastningen i primærhelsetjenesten som følge av samhandlingsreformen kan ha gjort primærhelsetjenesten mindre rustet til å håndtere et ytterligere press som følge av økt asyltilstrømning. Det er også mulig at forskjellen gjenspeiler behovene i en befolkning med stadig flere eldre og flere som lever lenger med kroniske sykdommer, som trenger oppfølging og behandling i primærhelsetjenesten.

TABELL 8: Fastlegereformen og samhandlingsreformen

VARIABLER	Fastlegereformen			Samhandlingsreformen	
	Hele perioden (*)	Før reformen (1)	Etter reformen (2)	Før reformen (3)	Etter reformen (4)
PFI _{t-1}	0.1073*** (0.0140)	0.0669*** (0.0068)	0.1116*** (0.0161)	0.0996*** (0.0089)	0.1277*** (0.0348)
Δandelen asylsøkere _t	0.0063 (0.0094)	0.0141 (0.0130)	0.0025 (0.0133)	0.0053 (0.0096)	0.0122 (0.0258)
Kommunefaste effekter	JA	JA	JA	JA	JA
Gruppefaste effekter	JA	JA	JA	JA	JA
Tidsdummier	JA	JA	JA	JA	JA
Trendledd for hver demografisk gruppe	JA	JA	JA	JA	JA
Kommunespesifike trendledd	JA	JA	JA	JA	JA
Estimeringsperiode	1999-2014	1.jan 1999-31.mai 2001	1.jun 2001-31.des 2014	1999-2011	2012-2014
Antall kommuner	145	145	145	145	145
Antall demografiske grupper	10	10	10	10	10
Observasjoner	278 255	42 034	236 221	226 067	52 188
R ²	0.088	0.087	0.090	0.086	0.105

Merk: Robuste standardavvik korrigert på kommunenivå i parentesene. Regresjonene er vektet med antall innbyggere 70 år og eldre i kommunene.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

7.4 Robusthetstest

I mangel på en relevant og gyldig instrumentvariabel kan det være nyttig å se om estimeringsresultatet er robust. Et estimeringsresultat vil være mer troverdig dersom det ikke er sensitivt for små endringer i modellspesifikasjonen, utvalget og tidsperioden som studeres. Analysen i denne oppgaven er basert på et delutvalg kommuner som har hatt over én prosent asylsøkere som andel av befolkningen, minst én måned i løpet av perioden som studeres. Ved å endre denne maksandelen, endres delutvalget kommuner som inkluderes i analysen. Jeg skal i dette delkapittelet teste resultatenes robusthet ved å estimere endringsmodellen for ulike verdier på maksandelen asylsøkere i en kommune. Desto høyere grensen settes, desto færre kommuner blir igjen i utvalget som analyseres.

Estimerte effekter presenteres i tabell 9.⁴⁴ Kolonne (1) inneholder estimert effekt av andelen asylsøkere når alle de 196 kommunene som har hatt asylsøkere i løpet av analyseperioden inkluderes. I kolonne (2) økes grensen til 2 %. Det vil si at analysen baserer seg på et delutvalg med 95 kommuner som har hatt over to prosent asylsøkere som andel av befolkningen, minst én måned i løpet av perioden som studeres.

Koeffisientverdien endres marginalt og er fortsatt ikke signifikant. Det trekkes i retning av at resultatet fra analysen er robust for små endringer i utvalget kommuner som studeres.

⁴⁴ Fordi antall observasjoner reduseres mye ved høyere maksandel enn to prosent, rapporteres ikke estimeringsresultater for høyere grenser enn det.

TABELL 9: Sensitivitetsanalyser

VARIABLER	(*)	(2)	(3)
PFI _{t-1}	0.1073*** (0.0140)	0.1184*** (0.0108)	0.1120*** (0.0220)
Δandelen asylsøkere _t	0.0063 (0.0094)	0.0083 (0.0090)	0.0062 (0.0220)
Kommunefaste effekter	JA	JA	JA
Gruppefaste effekter	JA	JA	JA
Tidsdummier	JA	JA	JA
Trendledd for hver demografisk gruppe	JA	JA	JA
Kommunespesifikke trendledd	JA	JA	JA
Estimeringsperiode	1999-2014	1999-2014	1999-2014
Antall kommuner	145	196	95
Antall demografiske grupper	10	10	10
Observasjoner	278 255	376 175	182 268
R ²	0.088	0.154	0.066

8 Diskusjon

8.1 Resultater

De fleste internasjonale studier på området finner at redusert kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten fører til økt risiko for PFI. Resultatene fra denne analysen er ikke direkte sammenlignbare med resultatene fra den eksisterende litteraturen. Her undersøkes betydningen av et indirekte press på primærhelsetjenesten, og ikke betydningen av et direkte mål på kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten som for eksempel legedekning. Det er derfor vanskelig å tolke og vurdere resultatene med utgangspunkt i tidligere funn på området. I den grad et eksogent befolkningsjokk påvirker kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten, skiller disse resultatene seg fra tidligere funn.

Andelen asylsøkere i en kommune har ingen langtidseffekt på PFI. Når modellen som kun tar hensyn til at det er en korttidseffekt estimeres, er estimert effekt positiv og litt større enn i modellen som åpner for langtidseffekt av asyltilstrømning. Effekten er imidlertid fortsatt så liten at den ikke er av økonomisk betydning selv om den hadde vært statistisk signifikant. Utvidelsene av modellen kan imidlertid tyde på at den samlede effekten av en endring i andelen asylsøkere varierer med demografi og hvilken tidsperiode som studeres. Resultatene indikerer også at dersom tilstrømning av asylsøkere har en betydning for PFI, så er det en økning i andelen som har betydning og ikke en reduksjon. På den ene siden styrker det troverdigheten til resultatene at de endres i henhold til hva som forventes i de ulike situasjonene. På den andre siden kan man ikke konkludere med at de er forskjellige fra resultatet fra endringsmodellen, siden ingen av de estimerte effektene er signifikante.

Som vi så fra den deskriptive delen av oppgaven, er noen landsdeler sterkere representert i utvalget sammenlignet med hvor store de er i landet, hvilket innebærer at resultatet ikke er representativt på landsbasis. Det er også geografiske forskjeller i hva slags tilgang man har på helsetjenester her til lands. De som bor i distriktene må reise lengre enn andre for å få tilgang til helsetjenester (Ringard et al., 2013, s. 98). Små kommuner i distriktene er som regel også fattigere enn byer målt ved inntekt per innbygger. Resultatene fra analysen er derfor ikke nødvendigvis overførbare til byer siden kommunene studert er relativt små norske kommuner. Tatt i betraktning hva eksisterende litteratur har funnet på dette området, kan det tyde på at effektene vil være enda mindre i byer. Avgrensningen til befolkningen som er 70 år og eldre innebærer at det kun er effekten av asyltilstrømning på PFI for den aldersgruppen som

studies. Resultatene kan følgelig kun tolkes for eldre, og det er usikkert hvorvidt de er representative for øvrige aldersgrupper. Funnet av høyere hyppighet av PFI blant eldre i studien til Bardsley et al. (2013) tyder på at effekten er mindre for resten av befolkningen.

Selv om jeg ikke finner nevneverdige signifikante effekter så ser det ut til at effekten holder seg liten og positiv for flere ulike modellspesifikasjoner. En robust effekt kan være like informativ som en signifikant effekt. Det kan være flere grunner til at estimatene ikke er signifikante. De estimerte effektene av andelen asylsøkere er alle veldig upresise, målt ved deres tilhørende estimerte standardavvik. Som nevnt tidligere kan upresise estimat gjøre det vanskelig å trekke inferens. En svakhet med cluster-robuste standardavvik er at de ikke er gyldige dersom det idiosynkratiske restleddet er korrelert mellom tverrsnittsenhetene (kommunene eller de demografiske gruppene) på samme tidspunkt (Verbeek, 2012, s. 390). Burgdorf og Sundmacher (2014) påpekte viktigheten av å kontrollere for spatial autokorrelasjon mellom distrikter i sin analyse. Det er rimelig å anta at behovet er tilstede også i denne analysen. Utelatte tidsvarierende faktorer kan være korrelert mellom kommuner på samme tidspunkt dersom for eksempel to nabokommuner har en sykdomsepidemi, felles legevakt og så videre. Mangel på kontroll for dette vil imidlertid ikke være en kilde til skjevhet i estimatene.

Det er selvfølgelig mulig at asyltilstrømning faktisk ikke har noen effekt på PFI, noe det kan være flere årsaker til. Den mest opplagte er at helsesystemet fungerer så bra at det absorberer alt av pasienter, og fungerer som det skal til tross den for ekstra belastningen. En annen mulighet er at presset i primærhelsetjenesten blir for upresist definert. Asylsøkere er i kontakt med andre helsepersonell i primærhelsetjenesten enn leger, deriblant helsesøstre som bidrar mye på de første helseundersøkelsene. Økt press på disse vil trolig ikke gi utslag i økt PFI på samme måte som økt belastning for fastlegene. Det er flere steg i mekanismen fra det kommer flere asylsøkere til at noen legges inn på sykehus *på grunn av det*. Disse stegene kan gjøre at man ikke finner noen effekt av asyltilstrømning på PFI.

8.2 Styrker og svakheter med analysen

Det foregående delkapittelet diskuterte resultatene fra analysen og mulige årsaker til at andelen asylsøkere ikke har noen effekt på PFI. I dette kapittelet vurderes den valgte identifikasjonsstrategien. Evalueringen drøfter både styrker, og potensielle svakheter som kan

føre til at analysen ikke klarer å isolere den sanne effekten av asyltilstrømming på PFI. Denne diskusjonen komplimenterer redegjørelsen av metodiske utfordringer i kapittel 5.2.

Det er en krevende oppgave å avdekke årsakssammenhenger mellom press mot helsevesenet og pasientutfall. Tradisjonell tilnærming til en slik problemstilling er å benytte rene tidsserier, tverrsnittanalyser eller korte paneldatanalyser. Resultater fra tidsserieanalyser er potensielt skjeve som følge av utelatt variabel fordi adekvat kontroll for lokale variasjoner med aggregerte data er krevende. Vanskeligheter med å finne en gyldig og relevant instrumentvariabel for mål på kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten impliserer også stor usikkerhet knyttet til resultat basert på rene tverrsnittstudier (Sundmacher & Kopetsch, 2015). Mangel på tilstrekkelig kontroll for relevante faktorer kan svekke gyldigheten til PFI som et mål på kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten (Lin et al., 2016). Med paneldata og kommune- og gruppefaste effekter reduseres forutsetningen for identifikasjon til fravær av korrelasjon mellom andelen asylsøkere og relevante utelatte faktorer som varierer over tid innad i kommunene og de demografiske gruppene. Det er også en fordel med et langt paneldatasett fordi det gir mer presise resultat når man analyserer konjunkturer. En paneldatanalyse er også en relevant metode for denne problemstillingen når man ikke har informasjon om den enkelte pasient, men kun om innleggelser etter diagnose og tidspunkt.⁴⁵

Gjennomføring av analysen forbeholdt pasienter som er 70 år og eldre er også en styrke fordi det sannsynliggjør at det ikke er behandlingen til asylsøkerne selv som fanges opp. I tillegg betraktes kun kommuner hvor asylsøkerne utgjør en betydelig andel av befolkningen. Det vil si områder som litteraturen har identifisert med relativt høye PFI-rater (Laditka et al., 2009). I små kommuner kan fluktuasjoner i antall asylsøkere utgjøre en ikke-neglisjerbar kilde til variasjon i behandleres arbeidsmengde. Det er også fordelaktig å studere små kommuner i distriktene fordi de har mindre mulighet for å sende pasienter til andre sykehus. Siden de fleste private kommersielle helsetjenestetilbyderne holder til i de store byene,⁴⁶ kan det redusere potensielle svakheter med analysen vedrørende bruk av behandlingsrater fra offentlige sykehus. Denne analysen kan anses som et naturlig eksperiment i områder der den eksisterende litteraturen har funnet at kvalitet og tilgjengelighet i primærhelsetjenesten har stor betydning for PFI i (Ansari et al., 2003).

⁴⁵ Det var ikke mulig å følge den enkelte pasient før 2008.

⁴⁶ Opplysninger oppgitt av Helsedirektoratet per mail 3. april 2018.

Data med hyppig frekvens som månedsdata er fordelaktig når man studerer effekten av en endring i andelen asylsøkere fra ett tidspunkt til ett annet. Ved så korte tidsintervall vil trolig faktorene diskutert i kapittel 3.3 være tilnærmet konstante. Trekk ved primærhelsetjenesten varierer sannsynligvis heller ikke fra måned til måned. Inkludering av flere forklaringsvariabler ville i utgangspunktet bidratt til å sannsynliggjøre gyldigheten til en forutsetning om fravær av utelatte variabler. Det er imidlertid vanskelig å se for seg hva som endres på så kort tid, og samtidig påvirker både PFI og andelen asylsøkere, uten at det fanges opp av tidsdummiene. I så tilfelle vil inkludering av ytterligere forklaringsvariabler kun være nyttig for å øke statistisk effisiens. På en annen side er mangel på data for faktorer som sosioøkonomisk status, utdanningsnivå og grad av sykелighet i befolkningen en begrensning for analysen dersom effekten av andelen asylsøkere varierer for de ulike gruppene.

Et gjenværende problem er dersom andelen asylsøkere likevel er korrelert med relevante utelatte faktorer som varierer over tid innad i kommuner. Det er imidlertid gode argumenter for at andelen asylsøkere i seg selv er en eksogen variabel i denne analysen. Tidsvariasjon i andelen asylsøkere nasjonalt skyldes i stor grad internasjonale forhold, og det er derfor lite sannsynlig at endringer i andelen asylsøkere i en kommune er relatert til tilstanden i primærhelsetjenesten. Effekten kan likevel være forventningsskjev som følge av utelatte variabler dersom kommuner responderer på økt andel asylsøkere med å ansette flere leger, noe som vil dempe effekten økt tilstrømning av asylsøkere har på PFI. Et mulig motargument er at det er lite realistisk at mange kommuner ansetter ny lege fordi det kommer mange asylsøkere i én måned, spesielt i små kommuner. En ustabil arbeidssituasjon avhengig av internasjonale forhold er heller ikke særlig attraktivt for legene. Når det er sagt, kan det være at effekten også dempes av intern ressursallokering innad i kommunenes primærhelsetjeneste. For eksempel kan fastleger løse den økte arbeidsbelastningen med å jobbe mer. Det er også mulig at andre profesjoner i helsesystemet gis andre arbeidsoppgaver i tilknytning til asylsøkerne midlertidig.

Det er ikke nødvendigvis tilfeldig hvor asylsøkerne plasseres. Dette er trolig den største trusselen mot identifikasjonsstrategien. Informasjon fra UDI tyder imidlertid på at simultanitet ikke er et stort problem, men det kan fortsatt være problemer knyttet til seleksjon dersom effekten av andelen asylsøkere er forskjellig for utvalget som studeres og resten av landet. Det kan forekomme dersom tilstrømning av asylsøkere har større effekt på PFI i små kommuner med få leger enn i store byer med mer robust helsetilbud. Forskjellen i resultatene med og uten vektning slik at hver person i aldersgruppen 70 år og oppover teller like mye i

regresjonene uavhengig av om de bor i stor eller liten kommune, trekker i retning av at det kan være tilfelle. I så fall vil ikke identifikasjonsstrategien benyttet i denne analysen være i stand til å avdekke den kausale sammenhengen.

Migrasjon ut og inn av kommuner kan også være en tenkelig kilde til at man ikke finner noen signifikant sammenheng mellom PFI og andelen asylsøkere. Begge variablene er definert som rater og det er et problem dersom det er endringer i nevnerne som driver resultatene. For eksempel kan en økning i andelen asylsøkere skyldes at noen flytter ut av kommunen. For det andre er det teoretisk mulig at det egentlig er nevneren i avhengig variabel som endres når andelen asylsøkere øker som følge av asyltilstrømning. Sistnevnte kan skje dersom noen av de eldre flytter eller dør. Nå er det trolig slik at eldre over 70 år har mindre tilbøyelighet til å flytte, og det dør sannsynligvis ikke så mange fra måned til måned at det er utslagsgivende for resultatene fra analysen.

Sist men ikke minst er en sentral forutsetning for at FE estimering skal gi meningsfulle resultat at det er tilstrekkelig variasjon over tid i andelen asylsøkere innad i kommunene. Liten *within*-variasjon i den sentrale forklaringsvariabelen fører til upresist estimat på effekten av andelen asylsøkere på PFI, som i neste omgang kan det gi problemer med å trekke inferens. Kombinasjonen av FE og tidsdummier som rensker ut all felles variasjon i data kan by på utfordringer dersom tidsvariasjonen i interessevariabelen i stor grad er felles for alle kommuner. Altså at variasjonen i andelen asylsøkere varierer parallelt mellom kommunene. Siden tidsvariasjonen i andelen asylsøkere innad i kommunene trolig henger sammen med variasjonen i asylsøkere til landet, kan det være liten tidsvariasjon igjen innad i hver kommune til å identifisere effekten.

Svakheter med datamaterialet kan også være en kilde til svake effekter. For eksempel er det mulig at effekten ville vært større dersom man kun studerte akuttinnleggelser for de utvalgte diagnosene. Når man ikke isolerer disse får man også med innleggelser for diagnosene som ikke nødvendigvis skyldes press i primærhelsetjenesten. Dette kan dempe effekten analysen forsøker å avdekke. I tillegg kan press på primærhelsetjenesten som økt asyltilstrømning redusere PFI når alle innleggelser er inkludert, fordi det kan redusere planlagte behandlinger for diagnosene på listen.

Dataene tilgjengelig for analysen differensierer heller ikke mellom ulike typer asylmottak. Basert på diskusjonen om ulik praksis for betaling av egenandel, avhengig av hvilken type asylmottak man bor i, kunne det ha vært hensiktsmessig. Asylsøkere på transittmottak som får

dekt egenandelen kan ha et høyere insentiv til å søke helsehjelp utover det som er obligatorisk, sammenlignet med asylsøkere som må betale selv. Undersøkelser viser at det er en risiko for at de som må betale selv ikke har råd til det, eller at de ikke prioriterer å søke helsehjelp (Studentoppgave, 2016b). I tillegg er prosedyren at de første helseundersøkelsene i utgangspunktet skal gjennomføres i transittmottak. Det er derfor grunn til å tro at presset på primærhelsetjenesten kan være større i kommuner med transittmottak.

Over halvparten av observasjonene for avhengig variabel har verdien null. En alternativ modellspesifikasjon som Tobit-modellen tar direkte hensyn til en slik *klumping* av observasjoner. En svakhet med denne modellen er at den baserer seg på homoskedastisitet, og ved brudd på en slik forutsetning er det vanskelig å vite hva modellen egentlig estimerer (Wooldridge, 2015, s. 536-543). Avhengig variabel på nivåform er en diskret variabel som er utelukkende positiv, og tar relativt få verdier inkludert null. Det er således mulig at bruk av en poisson regresjonsmodell vil være bedre siden en diskret variabel ikke kan være normalfordelt (Wooldridge, 2015, s. 543-547). Normalfordelingen er en fordeling for kontinuerlige variabler som kan ta alle verdier. Diskret variabler for telling av hendelser som er tilfeldig plassert i tid er som regel poissonfordelt, ergo kan også avhengig variabel i denne analysen være det. Et argument mot å bruke poissonmodellen er at man ikke kan legges inn dersom man allerede er lagt inn på sykehus. Det bryter med forutsetningen om lik sannsynlighet for å at en hendelse inntreffer, som her er at man legges inn på sykehus. Uansett vil estimering med de alternative modellspesifikasjonene trolig ikke føre til store endringer i estimert effekt av asyltilstrømning, fordi et høyt antall observasjoner i denne analysen gjør at man kan lene seg på sentralgrenseteoremet.

9 Konklusjon

Formålet med denne oppgaven var å studere hvordan press i form av tilstrømning av pasienter som overstiger lokal behandlingsskapasitet, herunder asylsøkere, påvirker pasientutfall for eldre pasienter målt ved PFI. Nærmere bestemt studerte jeg betydningen av økt andel asylsøkere i et delutvalg av norske kommuner. Et slikt press kan øke arbeidsbelastningen midlertidig, og resultere i redusert behandling til hver pasient eller at pasienter blir henvist til andre deler av helsevesenet. Hvis fastleger responderer på press ved å henvise flere pasienter til spesialisthelsetjenesten, forplanter press i én del av helsevesenet seg til andre deler.

Problemstillingen, altså hvordan økt tilstrømning av asylsøkere påvirker sykehusinnleggelser som potensielt kunne vært unngått, ble analysert med paneldata for perioden 1999-2014 og forbeholdt innleggelser for pasienter som er 70 år og eldre. Diagnoselisten innleggelsene baserer seg på er tilpasset norske forhold, og det var relativt små kommuner som ble studert. Det var store svingninger i andelen asylsøkere gjennom perioden som studeres, men tilstrømningen av asylsøkere ser ikke ut til å påvirke sykehusinnleggelser som potensielt kunne vært unngått. Basert på en FE-analyse er effekten av andelen asylsøkere på PFI gjennomgående positiv, men ikke statistisk signifikant forskjellig fra null. Tidligere funn i eksisterende litteratur tyder på at effekten er enda mindre for hele landets befolkning sett under ett.

Resultatene fra analysen kan gi myndighetene et bilde av hvor godt helsetjenesten er rustet for ekstrabelastninger som flere asylsøkere kan medføre, og er med det et bidrag til dagens innvandringspolitikk. Dersom det skulle være en effekt av asyltilstrømning er det uansett kun snakk om en korttidseffekt, dermed antyder resultatene at det ikke er snakk om et samfunnsproblem. Satt i et større perspektiv ser det ikke ut til at pasientsikkerheten til eldre i Norge trues av den økte tilstrømningen av asylsøkere man har observert i Europa de siste årene.

Analysen avdekker imidlertid spennende funn sett i lys av dagens debatt om fastlegeordningens utfordringer. Elefanten i rommet synes å være den økte arbeidsbelastningen for fastlegene som kom med innføringen av samhandlingsreformen i 2012. En redusert betydning av asyltilstrømning på PFI etter innføringen av fastlegeordningen, etterfulgt av en økt betydning etter samhandlingsreformen, er konsistent med en slik teori.

9.1 Videre arbeid

Gjennom arbeidet med denne oppgaven har det dukket opp nye spørsmål det kan være aktuelt å undersøke nærmere. Er effekten av asyltilstrømning større i kommuner med transittmottak? Prosedyrer for helseundersøkelser av asylsøkere og forskjeller i betaling av helsetjenester motiverer for å differensiere mellom mottakstyper i framtidige analyser. Bruk av pasientdata etter 2008 kunne også vært interessant da det gjør det mulig å utvide analysen til å studere konsekvensen av andelen asylsøkere for hver enkelt pasient. En analyse hvor man kun ser på akuttinnleggelser vil være en forbedring av denne analysen. Det vil også redusere utfordringen med private sykehus fordi få private sykehus har en akuttfunksjon.

Tilstrømningen av asylsøkere i perioden 1999-2014 virker å ha vært håndterbar for primærhelsetjenesten rundt omkring i landet. Det hadde imidlertid vært interessant å inkludere kriseåret 2015 hvor man fikk en kraftig økning i tilstrømningen, hovedsakelig på grunn av konflikten i Syria. Dette skapte trolig sterkere eksogent press på kommunene da det hovedsakelig var private aktører som kunne etablere mottak på så korte frister.

Kombinasjonen av at vertskommunen hadde lite de skulle sagt i avgjørelsen om opprettelse av mottak og at de har det helsefaglige ansvaret for asylsøkerne, gir grunn til å tro at det forårsaket kapasitetsproblemer i tilbudet av helsetjenester. Særlig i distriktene. Figur 2 med tidsutviklingen av andelen asylsøkere nasjonalt over perioden, og den store pågangen av asylsøkere gjennom hele 2015, danner grunnlag for å undersøke om effekten av asyltilstrømning på PFI er sterkere dersom man tar hensyn til at en økning gjerne er etterfulgt av en ytterligere økning i andelen asylsøkere.

Referanser

- Agabiti, N., Pirani, M., Schifano, P., Cesaroni, G., Davoli, M., Bisanti, L., . . . Perucci, C.A. (2009). Income level and chronic ambulatory care sensitive conditions in adults: a multicity population-based study in Italy. *BMC Public Health*, 9(1), 457. doi:10.1186/1471-2458-9-457
- Ansari, Z., Barbetti, T., Carson, N.J., Auckland, M.J. & Cicuttini, F. (2003). The Victorian ambulatory care sensitive conditions study: rural and urban perspectives. *Sozial- und Präventivmedizin*, 48(1), 33-43. doi:10.1007/s000380300004
- Ansari, Z., Laditka, J.N. & Laditka, S.B. (2006). Access to health care and hospitalization for ambulatory care sensitive conditions. *Medical care research and review*, 63(6), 719-741. doi:10.1177/1077558706293637
- Asfeldt, A.M., Bratlien, D.L., Brekken, A., Wikan, N.A., Ovesen, T. & Gravningen, K. (2018). Da bakdøra til Europa sto åpen. *Tidsskrift for Den norske legeförening*, 4. doi:10.4045/tidsskr.17.0928
- Bardsley, M., Blunt, I., Davies, S. & Dixon, J. (2013). Is secondary preventive care improving? Observational study of 10-year trends in emergency admissions for conditions amenable to ambulatory care. *BMJ Open*, 3(1). doi:10.1136/bmjopen-2012-002007
- Barker, I., Steventon, A. & Deeny, S.R. (2017). Association between continuity of care in general practice and hospital admissions for ambulatory care sensitive conditions: cross sectional study of routinely collected, person level data. *BMJ*, 356. doi:10.1136/bmj.j84
- Billings, J., Anderson, G.M. & Newman, L.S. (1996). Recent findings on preventable hospitalizations. *Health Affairs*, 15(3), 239-249. doi:10.1377/hlthaff.15.3.239
- Billings, J., Zeitel, L., Lukomnik, J., Carey, T.S., Blank, A.E. & Newman, L. (1993). Impact of socioeconomic status on hospital use in New York City. *Health affairs*, 12(1), 162-173. doi:10.1377/hlthaff.12.1.162
- Blunt, I. (2013). *Focus on preventable admissions*. Hentet fra QualityWatch: <https://www.health.org.uk/publication/qualitywatch-focus-preventable-admissions>
- Brown, A.D., Goldacre, M.J., Hicks, N. & Rourke, J.T. (2001). Hospitalization for ambulatory care-sensitive conditions: a method for comparative access and quality studies using routinely collected statistics. *Canadian journal of public health*, 92(2), 155-159. doi:10.17269/cjph.92.64
- Burgdorf, F. & Sundmacher, L. (2014). Potentially avoidable hospital admissions in Germany: an analysis of factors influencing rates of ambulatory care sensitive hospitalizations. *Deutsches Ärzteblatt International*, 111(13), 215-223. doi:10.3238/arztebl.2014.0215

- Busby, J., Purdy, S. & Hollingworth, W. (2015). A systematic review of the magnitude and cause of geographic variation in unplanned hospital admission rates and length of stay for ambulatory care sensitive conditions. *BMC Health Services Research*, 15(1), 324. doi:10.1186/s12913-015-0964-3
- Caminal, J., Starfield, B., Sánchez, E., Casanova, C. & Morales, M. (2004). The role of primary care in preventing ambulatory care sensitive conditions. *European Journal of Public Health*, 14(3), 246-251. doi:10.1093/eurpub/14.3.246
- Correa-Velez, I., Ansari, Z., Sundararajan, V., Brown, K. & Gifford, S.M. (2007). A six-year descriptive analysis of hospitalisations for ambulatory care sensitive conditions among people born in refugee-source countries. *Population Health Metrics*, 5(1), 9. doi:10.1186/1478-7954-5-9
- Culler, S.D., Parchman, M.L. & Przybylski, M. (1998). Factors Related to Potentially Preventable Hospitalizations among the Elderly. *Medical Care*, 36(6), 804-817. doi: 10.1097/00005650-199806000-00004
- Direktoratet for e-helse. (2018, 18. februar). Kodeverket ICD-10 (og ICD-11). Hentet 13. mars 2018, fra <https://ehelse.no/standarder-kodeverk-og-referanse katalog/helsefaglige-kodeverk/kodeverket-icd-10-og-icd-11>
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2009). *Samhandlingsreformen: Rett behandling - på rett sted - til rett tid*. (St.meld. nr. 47 2008-2009). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/d4f0e16ad32e4bbd8d8ab5c21445a5dc/no/pdfs/stm200820090047000dddpdfs.pdf>.
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2011). *Samhandlingsreformen - Lovpålagte samarbeidsavtaler mellom kommuner og regionale helseforetak/helseforetak*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/globalassets/upload/hod/dokumenter-sam/nasjonalt-veileder-samarbeidsavtaler-mellom-kommuner.pdf>
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2014, 3. oktober). Samhandlingsreformen i kortversjon. Hentet 25. februar 2018, fra <https://www.regjeringen.no/no/tema/helse-og-omsorg/helse--og-omsorgstjenester-i-kommunene/samhandlingsreformen-i-kortversjon1/id650137/>
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2017, 28. september). Fastlegeordningen. Hentet 25. februar 2018, fra <https://www.regjeringen.no/no/tema/helse-og-omsorg/helse--og-omsorgstjenester-i-kommunene/innsikt/fastlegeordningen/id115301/>
- Helsedirektoratet. (2014). *Samhandlingsstatistikk 2012-13, kapittel 9: Potensielt forebyggbare innleggelser*. Hentet fra <https://helsedirektoratet.no/publikasjoner/samhandlingsstatistikk>
- Helsedirektoratet. (2017a, 13. november). DRG-systemet. Hentet 6. april 2018, fra <https://helsedirektoratet.no/finansieringsordninger/innsatsstyrt-finansiering-isf-og-drg-systemet/drg-systemet#om-drg-systemet>

- Helsedirektoratet. (2017b, 20. februar). Samhandlingsreformen. Hentet 25. februar 2018, fra <https://helsedirektoratet.no/samhandlingsreformen>
- Helsedirektoratet. (2017c, 24. november). Veileder for helsetjenestetilbudet til asylsøkere, flyktninger og familiegjenforente. Hentet 23. februar 2018, fra <https://helsedirektoratet.no/retningslinjer/asylsokere-flyktninger-og-familiegjenforente>
- Kozak, L.J., Hall, M.J. & Owings, M.F. (2001). Trends in avoidable hospitalizations, 1980–1998. *Health Affairs*, 20(2), 225-232. doi:10.1377/hlthaff.20.2.225
- Laberge, M., Wodchis, W.P., Barnsley, J. & Laporte, A. (2017). Hospitalizations for ambulatory care sensitive conditions across primary care models in Ontario, Canada. *Social Science & Medicine*, 181, 24-33.
- Laditka, J.N. & Laditka, S.B. (1999). Geographic variation in preventable hospitalization of older women and men: implications for access to primary health care. *Journal of women & aging*, 11(4), 43-56. doi:10.1300/J074v11n04_04
- Laditka, J.N., Laditka, S.B. & Probst, J.C. (2005). More May Be Better: Evidence of a Negative Relationship between Physician Supply and Hospitalization for Ambulatory Care Sensitive Conditions. *Health Services Research*, 40(4), 1148-1166. doi:10.1111/j.1475-6773.2005.00403.x
- Laditka, J.N., Laditka, S.B. & Probst, J.C. (2009). Health care access in rural areas: evidence that hospitalization for ambulatory care-sensitive conditions in the United States may increase with the level of rurality. *Health & place*, 15(3), 761-770. doi:10.1016/j.healthplace.2008.12.007
- Latham, L.P. & Ackroyd-Stolarz, S. (2017). Defining potentially preventable emergency department visits for older adults. *International Journal of Healthcare*, 3(2), 1. doi: 10.5430/ijh.v3n2p1
- Legeforeningen. (2017). *RIKTIG DIAGNOSE TIL RETT TID – FASTLEGEN SOM HELSETJENESTENS PARTNER*. Hentet fra <http://legeforeningen.no/PageFiles/317122/Riktig%20diagnose%20til%20rett%20tid.pdf>
- Lillebo, B., Dyrstad, B. & Grimsmo, A. (2012). Avoidable emergency admissions? *Emerg Med J*, 30:707-711.
- Lin, Y.-H., Eberth, J.M. & Probst, J.C. (2016). Ambulatory care-sensitive condition hospitalizations among Medicare beneficiaries. *American journal of preventive medicine*, 51(4), 493-501. doi:10.1016/j.amepre.2016.05.005
- Lommelegen. (2000, 1. januar). Hva er egentlig fastlegeordningen? Hentet 25. februar 2018, fra <https://www.lommelegen.no/annet/%C3%A5-v%C3%A6re-pasient/artikkel/hva-er-egentlig-fastlegeordningen/69117920>
- Löfqvist, T., Burström, B., Walander, A. & Ljung, R. (2014). Inequalities in avoidable hospitalisation by area income and the role of individual characteristics: a population-

- based register study in Stockholm County, Sweden. *BMJ Qual Saf*, 23(3), 206-214. doi:10.1136/bmjqs-2012-001715
- Magan, P., Otero, A., Alberquilla, A. & Ribera, J.M. (2008). Geographic variations in avoidable hospitalizations in the elderly, in a health system with universal coverage. *BMC Health Services Research*, 8(1), 42. doi:10.1186/1472-6963-8-42
- NOU 2007: 4. (2007). *Ny uførestønning og ny alderspensjon til uføre*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2007-4/id467193/sec5>.
- Pappas, G., Hadden, W.C., Kozak, L.J. & Fisher, G.F. (1997). Potentially avoidable hospitalizations: inequalities in rates between US socioeconomic groups. *American Journal of public health*, 87(5), 811-816. doi:10.2105/AJPH.87.5.811
- Parchman, M.L. & Culler, S.D. (1999). Preventable hospitalizations in primary care shortage areas: an analysis of vulnerable Medicare beneficiaries. *Archives of family medicine*, 8(6), 487-491. doi:10.1001/archfami.8.6.487
- Purdy, S., Griffin, T., Salisbury, C. & Sharp, D. (2009). Ambulatory care sensitive conditions: terminology and disease coding need to be more specific to aid policy makers and clinicians. *Public health*, 123(2), 169-173. doi:10.1016/j.puhe.2008.11.001
- Regjeringen.no. (2013, 26. november). Omsorgstjenesten. Hentet 22. februar 2018, fra <https://www.regjeringen.no/no/tema/helse-og-omsorg/helse--og-omsorgstjenester-i-kommunene/omsorgstjenesten/id426407/>
- Regjeringen.no. (2014, 24. november). Slik er spesialisthelsetjenesten bygd opp. Hentet 9. mars 2018, fra <https://www.regjeringen.no/no/tema/helse-og-omsorg/sykehus/innsikt/nokkeltall-og-fakta---ny/slik--er-spesialisthelsetjenesten-bygd-o/id528748/>
- Riksrevisjonen. (2016-2017). *Riksrevisjonens undersøkelse av medisinsk kodepraksis i helseforetakene* (Dokument 3:5). Hentet fra <https://www.riksrevisjonen.no/rapporter/Documents/2016-2017/KodepraksisHelseforetakene.pdf>
- Ringard, Å., Sagan, A., Saunes, I.S. & Lindahl, A.K. (2013). Health Systems in Transition. *Health*, 15(8).
- Roos, L.L., Walld, R., Uhanova, J. & Bond, R. (2005). Physician visits, hospitalizations, and socioeconomic status: ambulatory care sensitive conditions in a Canadian setting. *Health services research*, 40(4), 1167-1185. doi:10.1111/j.1475-6773.2005.00407.x
- Rosano, A., Loha, C.A., Falvo, R., van der Zee, J., Ricciardi, W., Guasticchi, G. & de Belvis, A.G. (2013). The relationship between avoidable hospitalization and accessibility to primary care: a systematic review. *European Journal of Public Health*, 23(3), 356-360. doi:10.1093/eurpub/cks053
- Saxena, S., George, J., Barber, J., Fitzpatrick, J. & Majeed, A. (2006). Association of population and practice factors with potentially avoidable admission rates for chronic

- diseases in London: cross sectional analysis. *Journal of the Royal Society of Medicine*, 99(2), 81-89. doi:10.1177/014107680609900221
- Schreiber, S. & Zielinski, T. (1997). The Meaning of Ambulatory Care Sensitive Admissions: Urban and Rural Perspectives. *The Journal of Rural Health*, 13(4), 276-276. doi:10.1111/j.1748-0361.1997.tb00970.x
- Skatteetaten. (u.å). D-nummer. Hentet 9. mars 2018, fra <https://www.skatteetaten.no/person/utenlandsk/norsk-identitetsnummer/d-nummer/>
- Statistisk sentralbyrå. (2012, 28. juni). 2 Folkemengd 1. januar 2012 og endringane i 2011 (Retta 28. juni 2012). Hentet 19. april 2018, fra <https://www.ssb.no/a/kortnavn/folkendrkv/arkiv/tab-2012-02-23-02.html>
- Statistisk sentralbyrå. (2017, 23. januar). Endring i kommune- og fylkesinndelingen
- Kommunekatalogen. Hentet 5. mars 2018, fra <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/kommunekatalog/endringer-i-de-regionale-inndelingene/kommunesammenslainger-og-endringer-i-fylkesinndelingene>
- Store medisinske leksikon. (2009, 14. februar). Poliklinikk. Hentet 20. mars 2018, fra <https://snl.no/poliklinikk>
- Store medisinske leksikon. (2018, 20. februar). Somatisk. Hentet 9. mars 2018, fra <https://sml.snl.no/somatisk>
- Studentoppgave. (2016a). *Helsetjenester for asylsøkere og flyktninger i Hareid kommune*. Institutt for samfunnsmedisin og sykepleie ved NTNU.
- Studentoppgave. (2016b). *Helsetjenester for flyktninger og asylsøkere i Holtålen kommune*. Institutt for samfunnsmedisin og sykepleie ved NTNU.
- Sundmacher, L. & Kopetsch, T. (2015). The impact of office-based care on hospitalizations for ambulatory care sensitive conditions. *The European Journal of Health Economics*, 16(4), 365-375. doi:10.1007/s10198-014-0578-4
- Utlendingsdirektoratet. (2018, 16. februar). Tilskudd til vertskommuner for asylmottak og omsorgssenter. Hentet 5. mai 2018, fra https://www.udiregelverk.no/no/rettskilder/udi-rundskriv/rs-2011-025/#_Toc506469295
- Utlendingsdirektoratet. (u.å-a). Bo i eller flytte fra mottak. Hentet 6. april 2018, fra <https://www.udi.no/har-sokt/beskyttelse-asyl/bor-i-vanlig-asylmottak/onsker-a-bo-i-et-mottak/#link-6727>
- Utlendingsdirektoratet. (u.å-b). Helsetjenester. Hentet 8. mars 2018, fra <https://www.udi.no/asylmottak/jobber-i-en-kommune/helsetilbud/#link-9876>
- Utlendingsdirektoratet. (u.å-c). Ord og begreper - Asylsøker. Hentet 23. februar 2018, fra <https://www.udi.no/ord-og-begreper/asylsoker/>

Utlendingsdirektoratet. (u.å-d). Å opprette og bygge ned mottak. Hentet 5. mai 2018, fra <https://www.udi.no/asylmottak/onsker-a-drive-mottak/a-opprette-og-bygge-ned-mottak/#link-4061>

Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Econometrics* (4 utg.). Chichester: John Wiley & Sons.

Wooldridge, J.M. (2015). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (6 utg.). Boston: Cengage Learning.

A Appendiks Inkluderte diagnoser

Oversikt over inkluderte diagnoser er hentet fra Helsedirektoratet (2014, s. 142-143).

TABELL A.1: Oversikt over diagnoser inkludert i analysen – kroniske sykdommer

Kategori 4 – Akuttinnleggelser kronikere

Diagnose	Definisjon datakjøring
Astma	<i>Hovedtilstand: J45, J46 Døgn- og dagopphold</i>
Kols	<i>Enten hovedtilstand: J41-J44, J47 Eller hovedtilstand J20 kombinert med tilleggstilstand J41-J44, J47.</i>
Hjertesvikt	<i>Døgn- og dagopphold Hovedtilstand: I50, J81, I11.0 Døgn- og dagopphold</i>
Angina	<i>Hovedtilstand: I20, I24.0, I24.8, I14.9 Døgn- og dagopphold</i>
Atrieflimmer/-flutter	<i>Hovedtilstand: I48, I49, R00 Døgn- og dagopphold</i>
Diabetes uten komplikasjoner	<i>Enten hovedtilstand: E10-E14 med underkap .0, .1, .7, .8 Eller E10-E14 som tilleggstilstand dersom hovedtilstand er E87.0, E87.2. Døgn- og dagopphold</i>
Funksjonelle mage-tarm lidelser, inklusive overfladisk betennelses-/sårlidelser uten blødning	<i>Hovedtilstand: R11-R15, K20-K21, K30, K44, K58-K59, R19.4, R19.5, K22.0, K22.1, K22.2, K22.4, K22.9, K25.3, K25.7, K25.9, K26.3, K26.7, K26.9, K27.3, K27.7, K27.9, K28.3, K28.7, K28.9, K29.1-9, K31.1-6, K31.8-9, K52.9, K57.3, K57.9, K56.4, F50.5. Døgn- og dagopphold</i>
Epilepsi	<i>Hovedtilstand: G40, G41 Døgn- og dagopphold</i>

Kategori 5 – Andre forebyggbare akuttinnleggelser

Diagnose	Definisjon datakjøring
Smerter buk/bekken	<i>Hovedtilstand: R10, K35, K36, K37, K56, K57.0-2, K57.4-8, K65.0, K66.0, K81.0, K81.9, K85, Døgn- og dagopphold</i>
Brystsmerter	<i>Hovedtilstand: R07.2, R07.3, R07.4 Døgn- og dagopphold</i>
Gastroenteritt og dehydrering	<i>Hovedtilstand: E86, A09.9, K52.2, K52.8, K52.9 Døgn- og dagopphold</i>
Urinveisinfeksjon	<i>Hovedtilstand: N10-N12, N13.6, N30.0, N39.0 Døgn- og dagopphold</i>
Steinsmerter/-sykdom	<i>Hovedtilstand: N20, N21, K80.0, K80.2, K80.5, K80.8 Døgn- og dagopphold</i>
Hudinfeksjoner	<i>Hovedtilstand: L01, L02, L03, L04, L08, L88, A46, B02, B00.0, B00.1, B00.8, B00.9, L98.0, L98.3, T79.3. Døgn- og dagopphold</i>
Underlivsinfeksjon	<i>Hovedtilstand: N70-N74, N76, N77 Døgn- og dagopphold</i>
Influenza og lungebetennelse	<i>Hovedtilstand: J09, J13, J14, J10.0, J11.0, J15.3, J15.4, J15.7, J15.9, J16.8, J18.1, J18.8 Døgn- og dagopphold</i>
Øre, neste og hals infeksjoner	<i>Hovedtilstand: H67, J01-J03, J05, J06, H66.1, H66.4, H66.9, H70.0 Døgn- og dagopphold</i>
Kramper	<i>Hovedtilstand: O15, R56 Døgn- og dagopphold</i>

B Appendiks Kommuneliste

TABELL B.1: Oversikt over kommuner inkludert i analysen

Kommunenummer	Kommunenavn
1820	Alstahaug
1871	Andøy
1421	Aurland
1922	Bardu
928	Birkenes
1438	Bremanger
1813	Brønnøy
938	Bygland
941	Bykle
1867	Bø i Nordland
1219	Bømlo
511	Dovre
1551	Eide
125	Eidsberg
434	Engerdal
541	Etnedal
1853	Evenes
1003	Farsund
1004	Flekkefjord
631	Flesberg
1401	Flora
1432	Førde
522	Gausdal
1532	Giske
911	Gjerstad
1122	Gjesdal
1825	Grane
1919	Gratangen
1742	Grong
423	Grue
1866	Hadsel
1571	Halsa
2004	Hammerfest
1826	Hattfjelldal

Kommunenummer	Kommunenavn
1106	Haugesund
1612	Hemne
1832	Hemnes
618	Hemsedal
1617	Hitra
827	Hjartdal
138	Hobøl
620	Hol
612	Hole
239	Hurdal
1034	Hægebostad
1119	Hå
1917	Ibestad
1431	Jølster
2021	Karasjok
402	Kongsvinger
2017	Kvalsund
1238	Kvam
1037	Kvinesdal
1224	Kvinnherad
829	Kviteseid
1911	Kvæfjord
1940	Kåfjord
728	Lardal
1822	Leirfjord
1931	Lenvik
512	Lesja
1719	Levanger
926	Lillesand
514	Lom
1112	Lund
1032	Lyngdal
1851	Lødingen
1663	Malvik
1002	Mandal
1711	Meråker
1502	Molde
1924	Målselv
1703	Namsos
1805	Narvik

Kommunenummer	Kommunenavn
616	Nes i Buskerud
1828	Nesna
819	Nome
542	Nord-Aurdal
516	Nord-Fron
2019	Nordkapp
1942	Nordreisa
1228	Odda
441	Os i Hedmark
2020	Porsanger
1539	Rauma
520	Ringebu
605	Ringerike
901	Risør
632	Rollag
1923	Salangen
1840	Saltdal
822	Sauherad
517	Sel
1664	Selbu
1913	Skånland
1420	Sogndal
1111	Sokndal
1017	Songdalen
720	Stokke
1221	Stord
430	Stor-Elvdal
1939	Storfjord
1130	Strand
1449	Stryn
1134	Suldal
1245	Sund
1563	Sunndal
1566	Surnadal
536	Søndre Land
2030	Sør-Varanger
1560	Tingvoll
826	Tinn
1927	Tranøy
428	Trysil

Kommunenummer	Kommunenavn
914	Tvedestrand
437	Tynset
1850	Tysfjord
1223	Tysnes
704	Tønsberg
235	Ullensaker
1231	Ullensvang
1516	Ulstein
2003	Vadsø
545	Vang
1824	Vefsn
211	Vestby
1535	Vestnes
543	Vestre Slidre
529	Vestre Toten
1860	Vestvågøy
1519	Volda
1235	Voss
1865	Vågan
426	Våler i Hedmark
137	Våler i Østfold
1868	Øksnes
528	Østre Toten
521	Øyer
1259	Øygarden
619	Ål
929	Åmli
429	Åmot
1424	Årdal
214	Ås
425	Åsnes

C Appendiks Deskriptiv statistikk og variabelforklaring

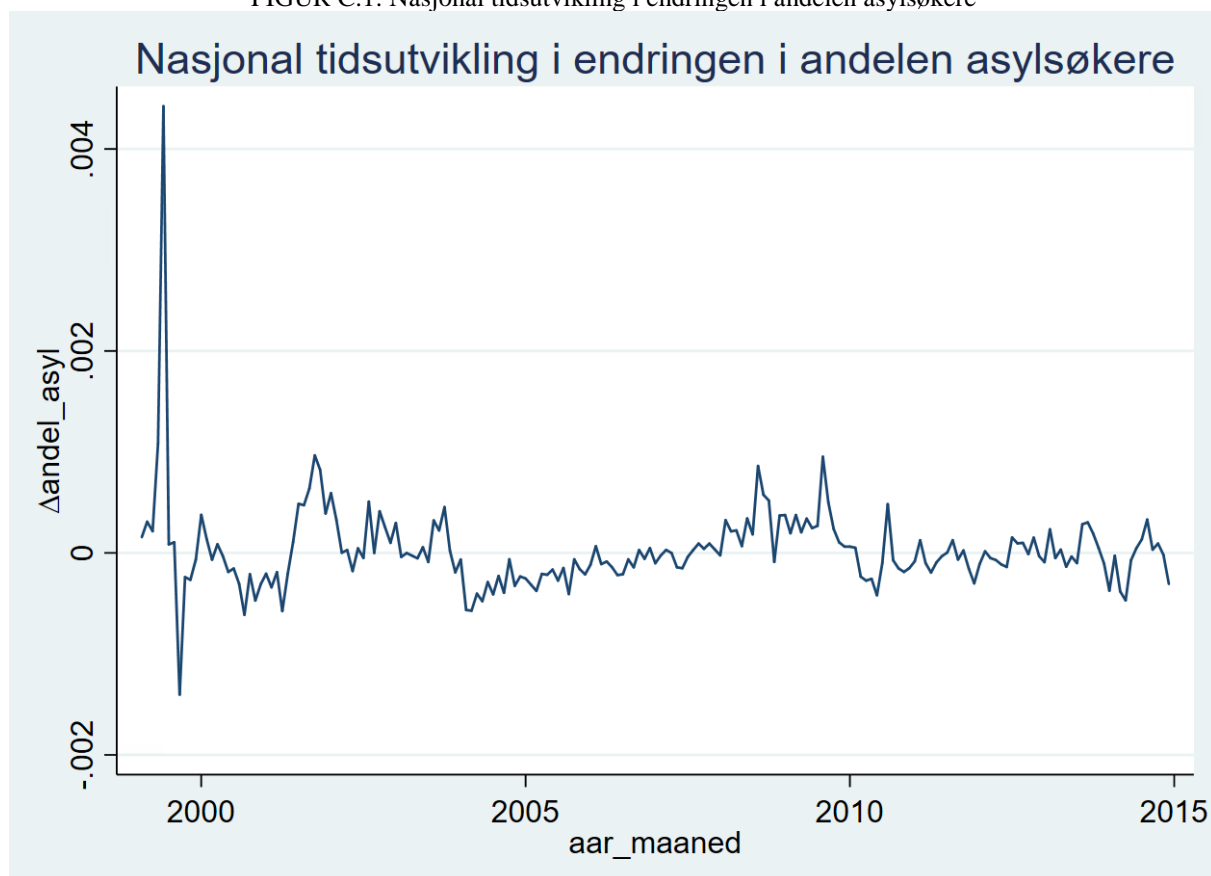
TABELL C.1: Deskriptiv statistikk og variabelforklaring

VARIABLER	Variabelforklaring	Gj.snitt	Std.avvik	Min.	Maks.	N
<i>PFI</i>	Andelen potensielt forebyggbare innleggelser for demografiske grupper i en kommune per måned	0.0114	0.0231	0	1.3333	278 256
<i>andel_asyl</i>	Andelen asylsøkere i en kommune per måned	0.0133	0.0190	0	0.1814	27 840
<i>Δandel_asyl</i>	Endring i andelen asylsøkere mellom to påfølgende måneder	$8.95 \cdot 10^{-7}$	0.0040	-0.1143	0.1271	27 840

TABELL C.2: Deskriptiv statistikk for PFI for ulike undergrupper

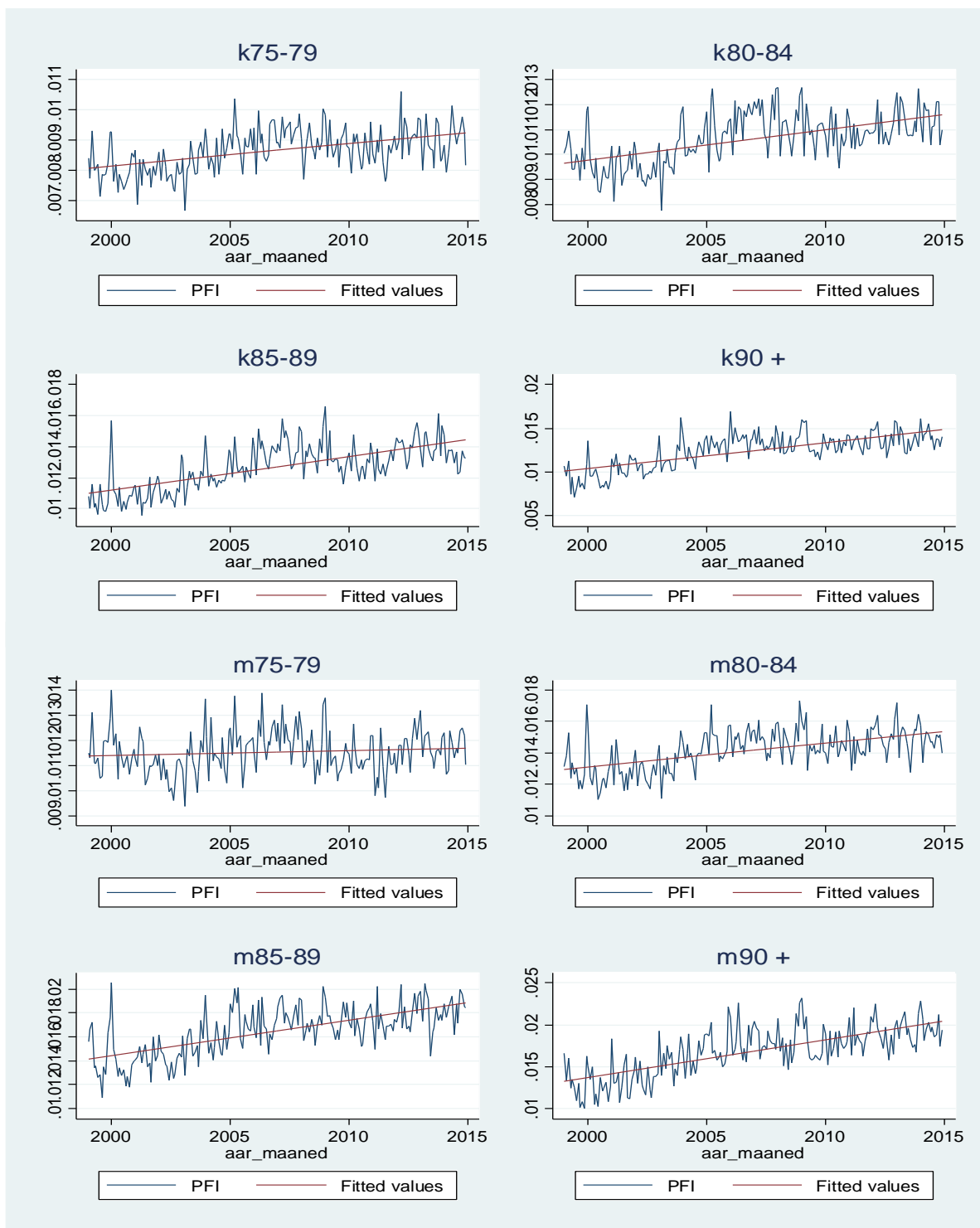
<i>PFI</i>					
Undergruppe	Gj.snitt	Std.avvik	Min.	Maks.	N
Kvinner	0.0097	0.0165	0	0.4167	139 200
Menn	0.0131	0.0281	0	1.3333	139 056
70- 74 år	0.0083	0.0121	0	0.2034	55 680
75- 79 år	0.0104	0.0145	0	0.2857	55 680
80- 84 år	0.0121	0.0185	0	0.5202	55 680
85- 89 år	0.0135	0.0244	0	0.5505	55 668
90 år og eldre	0.0126	0.0369	0	1.3333	55 548

FIGUR C.1: Nasjonal tidsutvikling i endringen i andelen asylsøkere



D Appendiks Nasjonal tidsutvikling i PFI for de ulike demografiske gruppene

FIGUR D.1: Nasjonal tidsutvikling i PFI for kvinner og menn 75 år og eldre, med trendlinje



Notasjon på figurene: k – kvinner; m – menn; tall – aldersgruppe

E Appendiks Ulike lag i PFI

TABELL E.1: Regresjonsresultater med ulike lag PFI⁴⁷

VARIABLER	(*)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PFI _{t-1}	0.1073*** (0.0140)	0.1000*** (0.0120)	0.0970*** (0.0110)	0.0933*** (0.0100)	0.0916*** (0.0100)	0.0911*** (0.0102)
Δandelen asylsøkere _t	0.0063 (0.0094)	0.0056 (0.0093)	0.0059 (0.0095)	0.0065 (0.0094)	0.0064 (0.0093)	0.0054 (0.0095)
<i>Antall lag i PFI</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>6</i>	<i>12</i>	<i>24</i>
Kommunefaste effekter	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Gruppefaste effekter	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Tidsdummier	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Trendledd for hver demografisk gruppe	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Kommunespesifikke trendledd	JA	JA	JA	JA	JA	JA
Estimeringsperiode	1999-2014	1999-2014	1999-2014	1999-2014	1999-2014	1999-2014
Antall kommuner	145	145	145	145	145	145
Antall demografiske grupper	10	10	10	10	10	10
Observasjoner	278 255	278 254	278 253	278 250	278 244	278 232
R ²	0.088	0.092	0.094	0.097	0.098	0.098

Merk: Robuste standardavvik korrigert på kommunenivå i parentesene. Regresjonene er vektet med antall innbyggere 70 år og eldre i kommunene.

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

⁴⁷ Dette er regresjonsresultater basert på estimering av endringsmodellen gitt av likning (5.2) i kapittel 5.3.2. Denne modellspesifikasjonen brukes som ett sammenligningsgrunnlag gjennom hele oppgaven.

