

# Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester

Ania Sofie Reiret David-Andersen

## Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

### Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

[Desember 2020]



UNIVERSITETET I BERGEN

## **Førord**

Denne masteroppgaven markerer slutten på en lang studietid. Selv om jeg ser tilbake på mange fine år som student, er det ubeskrivelig deilig å endelig være ferdig! Jeg vil først og fremst rette en vanvittig stor takk til min veileder Astrid Louise Grasdahl. Hun har vært enestående i å tilrettelegge for arbeid og motivasjon i en veldig spesiell tid. Takk for at du alltid har evnet å trekke frem noe positivt, det har jeg satt stor pris på.

Tiden som masterstudent ved institutt for økonomi har vært hektisk og faglig utfordrende. Takk til Anna som har fulgt meg gjennom alle årene på samfunnsøkonomi. Det har vært en ære å være din studiepartner!

Avslutningsvis vil jeg takke Studiekoret Sirenene og alle de fantastiske menneskene jeg har møtt gjennom dette miljøet. Dere har gjort livet mitt i Bergen til noe helt, helt unikt. Berge, du har overlevd tre masterperioder med tre masterstudenter. Takk for at du har vært en særdeles fin romkamerat de siste årene. Kjære Ingrid, du har fungert som en evig motivator og støttespiller i oppturer og nedture, ikke minst i innspurten av denne oppgaven. Tusen hjertelig takk for alt du har bidratt med.

Data som er benyttet i denne oppgaven er hentet fra Statistisk sentralbyrås (SSB) sin «Levekårsundersøkelsen om helse» fra 2015. Registerdata om inntekt og utdanning er påkoblet datasettet, tilgjengeliggjort og stilt til disposisjon i anonymisert form av Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD). Ingen av de nevnte institusjonene er ansvarlig for de analyser eller tolkninger som er gjort her.

---

Ania Sofie Reiret David-Andersen

Oslo, 1. desember 2020

# Sammendrag

---

## **Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester**

av

**Ania David-Andersen, Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, 2020

Veileder: Astrid Louise Grasdahl

---

Formålet med denne oppgaven har vært å undersøke om befolkningens bruk av helsetjenester står i samsvar med fordelingen av helse. Tidligere forskning har vist at personer med lav sosioøkonomisk status gjennomgående har dårligere helse enn personer med høy sosioøkonomisk status. Basert på denne observasjonen burde man forvente at personer med dårlig helse og lav sosioøkonomisk status bruker helsetjenester i større utstrekning enn personer med god helse og høy sosioøkonomisk status. Dette har vist seg å stemme for bruk innenfor primærhelsetjenesten. For bruk av spesialisthelsetjenester har tidligere studiet funnet ulikhet i favør høyere inntektsgrupper (Grasdahl & Monstad, 2011).

Med utgangspunkt i nyere levekårsdata fra 2015 har jeg undersøkt, etter mal fra Grasdahl og Monstad (2011), om det har skjedd en endring i bruk av helsetjenester siden 2005. For å måle sosial ulikhet har jeg rangert populasjonen etter inntekt og beregnet konsentrasjonsindekser for fire ulike mål på helsetjenestebruk. Denne metoden kvantifiserer graden av ulikhet, som gjør det mulig å eksempelvis sammenligne resultatene på tvers av land eller over tid. Indeksene har deretter blitt dekomponert for å vise hvilke faktorer som i størst grad bidrar til den observerte ulikheten.

Jeg finner horisontal ulikhet i favør høyinntektsgrupper i både sannsynligheten for å oppsøke fastlege og legespesialist, samt for antall konsultasjoner hos legespesialist. Dette tyder på at det fortsatt eksisterer sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i 2015, og det kan virke som ulikheten har økt. Dekomponeringsanalysen viser at det først og fremst er inntekt som bidrar til den pro-rike konsentrasjonsindeksen.

Databehandlingen og analysen er utført i STATA/SE 16.1.

# Innholdsfortegnelse

<b>1. INNLEDNING</b> .....	<b>1</b>
<b>2. BAKGRUNN</b> .....	<b>3</b>
<b>3. TIDLIGERE FORSKNING OG EMPIRI</b> .....	<b>8</b>
3.1.1 Horisontal og vertikal ulikhet .....	9
3.2 DESKRIPTIVE STUDIER .....	9
3.3 HORIZONTAL ULIKHET I PRIMÆR- OG SPESIALISTHELSETJENESTEN .....	13
3.4 INTERNASJONALE STUDIER .....	16
3.5 SAMMENFATTENDE DISKUSJON .....	18
<b>4. ØKONOMETRISK METODE</b> .....	<b>19</b>
4.1 KONSENTRASJONSKURVER .....	19
4.2 KONSENTRASJONSINDEKS .....	20
4.3 HVORDAN MÅLE HORIZONTAL ULIKHET I BRUK AV HELSETJENESTER? .....	21
4.3.1 Negativ binomial modell .....	24
4.3.2 Probit-modellen .....	25
4.4 DEKOMPONERE KONSENTRASJONSINDEKSEN .....	26
<b>5. DATA OG VARIABLER</b> .....	<b>28</b>
5.1 DATA .....	28
5.1.1 Opprinnelig utvalg .....	28
5.1.2 Frafall .....	28
5.2 VARIABLER .....	30
5.2.1 Utfallsvariabler: Bruk av helsetjenester .....	30
5.2.2 Forklaringsvariabler .....	31
5.2.3 Kontrollvariabler .....	33
5.3 DESKRIPTIV STATISTIKK .....	36
5.3.1 Deskriptiv statistikk avhengig variabler: Bruk av helsetjenester .....	37
5.3.2 Deskriptiv statistikk uavhengig variabler .....	39
<b>6. RESULTAT</b> .....	<b>42</b>
6.1 SOSIAL ULIKHET I BRUK AV PRIMÆRHELSETJENESTEN .....	42
6.2 SOSIAL ULIKHET I BRUK AV SPESIALISTHELSETJENESTEN .....	47
6.3 DEKOMPONERING .....	54
6.3.1 Dekomponere «sannsynligheten for minst ett besøk hos fastlege» .....	54
6.3.2 Dekomponere «sannsynligheten for minst ett besøk hos legespesialist» .....	56
<b>7. DISKUSJON</b> .....	<b>59</b>
<b>LITTERATURLISTE</b> .....	<b>63</b>
<b>APPENDIKS</b> .....	<b>68</b>
APPENDIKS A: OVERSIKT OVER ANTALL SYKDOMMER .....	68
APPENDIKS B1: DEKOMPONERING, ANTALL KONSULTASJONER HOS FASTLEGE .....	69
APPENDIKS B2: DEKOMPONERING, ANTALL KONSULTASJONER HOS LEGESPESIALIST .....	70

## Liste over figurer

FIGUR 4.1: EKSEMPEL PÅ FORDELINGEN AV HELSETJENESTER I POPULASJONEN .....	20
---	----

## Liste over tabeller

TABELL 5.1: FORDELING AV BRUK AV HELSETJENESTER I 2015 OG 2005 .....	37
TABELL 5.2: BRUK AV HELSETJENESTER I 2015 ETTER INNTEKTSKVINTILER .....	38
TABELL 5.3: FORDELING ETTER BAKGRUNNSKJENNETEGN I 2015 OG 2005 .....	39
TABELL 6.4: KONSENTRASJONSINDEKSER FOR BRUK AV HELSETJENESTER I PRIMÆRHELSETJENESTEN .....	42
TABELL 6.5: SANNSYNLIGHETEN FOR KONSULTASJON HOS FASTLEGE.....	44
TABELL 6.6: REGRESJONSRESULTAT, ANTALL KONSULTASJONER HOS FASTLEGE .....	46
TABELL 6.7: KONSENTRASJONSINDEKSER FOR BRUK AV HELSETJENESTER I SPESIALISTHELSETJENESTEN .....	48
TABELL 6.8: MARGINALEFFEKTER, SANNSYNLIGHETEN FOR KONSULTASJON HOS LEGESPESIALIST .....	49
TABELL 6.9: REGRESJONSRESULTAT, ANTALL KONSULTASJONER HOS FASTLEGE .....	51
TABELL 6.10: DEKOMPONERING, SANNSYNLIGHETEN FOR MINST ETT BESØK HOS FASTLEGE .....	54
TABELL 6.11: DEKOMPONERING, SANNSYNLIGHETEN FOR MINST ETT BESØK HOS LEGESPESIALIST .....	56

# 1. Innledning

Personer med lang utdanning og god økonomi er i gjennomsnitt friskere og lever lenger enn personer med kortere utdanning og dårligere økonomi (Strand & Madsen, 2018). Det er forhold ved og i samfunnet som skaper sosial ulikhet i helse, og som bestemmer gjennomsnittshelsen for ulike sosioøkonomiske grupper i befolkningen (Helsedirektoratet, 2017).

En sentral målsetning i den norske velferdsmodellen er å sikre alle innbyggere i Norge like muligheter gjennom universelle velferdsordninger. Denne målsetningen søkes nådd gjennom blant annet helsevesenets bidrag til god folkehelse og rettferdig fordeling av helsetjenester (NOU 2014: 12, 2014). I Norge benyttes lovgivning både for å sikre helse som velferdsgode og for å sikre likebehandling for hele befolkningen (Aasen, Bringedal, Bærøe & Magnussen, 2018). Tilbudet av helsetjenester er regulert av helse- og omsorgstjenesteloven (2011), spesialisthelsetjenesteloven (1999) og pasient- og brukerrettighetslovens (1999). I den sistnevnte loven står det skrevet at «Lovens formål er å bidra til å sikre befolkningen lik tilgang på tjenester av god kvalitet ved å gi pasienter og brukere rettigheter overfor helse- og omsorgstjenesten» (Pasient- og brukerrettighetsloven, 1999, § 1.1). Det råder med andre ord ingen tvil om at prinsippet om likebehandling, uavhengig av sosioøkonomisk status, står sentralt i helsevesenet i Norge (Rognerud, Strand & Næss, 2007).

Er det da slik at befolkningens bruk av helsetjenester står i samsvar med fordelingen av helse? I og med at sosial ulikhet i helse eksisterer, vil det også være rimelig å finne sosial ulikhet i bruk av helsetjenester. En slik ulikhet er rettferdig dersom det er dette som reflekterer behovet. Om det derimot viser seg å være andre faktorer som er styrende for bruk vil dette utfordre rettferdighetsprinsippet om likebehandling, der bruken og tilgangen til gode helsetjenester etter intensjonen skal være styrt av individuelle forskjeller i behov (Aasen et al., 2018).

Etter oppfordring fra Verdens Helseorganisasjon (WHO) fikk Høgskolen i Oslo og Akershus, ved professor Espen Dahl, i oppdrag fra Helsedirektoratet å utarbeide en kunnskapsoversikt om sosial ulikhet i Norge. Dahl, Bergsli og van der Wel (2014) belyser i denne kunnskapsoversikten at det norske helsesystemet er svært godt utbygd og veldrevet. Til tross for denne observasjonen er det i Norge større sosiale forskjeller i helse, sammenlignet med land vi ofte sammenligner oss med.

Rapporten viser blant annet at det i Norge er påvist sosial ulikhet i bruk av legespesialist (Grasdahl & Monstad, 2011). I tillegg viser det seg at grupper med høy sosioøkonomisk status, i større grad enn grupper med lav sosioøkonomisk status, har en tendens til å benytte seg av enkelte screeningtilbud<sup>1</sup>. Med bakgrunn i hvordan helsevesenet i Norge er bygd opp, påpeker Dahl et al. (2014) at helsetjenesten har flere essensielle forutsetninger for å bidra i arbeidet med å skape *sosial likhet* i bruk, og slik være med å redusere sosial ulikhet i helse (Dahl et al., 2014).

Denne masteroppgaven vil replikere analysen til Grasdahl og Monstad (2011) for å studere inntektsrelaterte forskjeller i bruk av helsetjenester med nyere levekårsdata fra 2015, og sammenligne dette med deres analysen fra 2005. Målsetningen med analysen er å undersøke om det fortsatt er inntektsrelatert ulikhet i bruk av legetjenester, og om så er tilfelle, avklare om ulikheten har økt over tid. Dette er naturligvis betinget på om resultatene og data lar seg sammenligne.

Datamaterialet er hentet fra Statistisk sentralbyrås (SSB) levekårsundersøkelse, som er en temaroterende tverrsnittsundersøkelse med formål å kartlegge den norske befolkningens levekår over tid. I 2015 var temaet for undersøkelsen helse, som blant annet belyser forhold knyttet til befolkningens helsetilstand og bruk av helsetjenester (Isungset & Lunde, 2017).

Oppgaven er inndelt i 7 kapitler, og introduseres med en kort innledning og redegjørelse om temaets bakgrunn, etterfulgt av en presentasjon av tidligere empirisk forskning som omhandler sosial ulikhet i bruk av helsetjenester. I kapittel 4 beskrives den økonometriske metoden som benyttes i analysen. Datasettet og variablene som blir brukt i analysen, samt deskriptiv statistikk, presenteres i kapittel 5. I kapittel 6 presenteres resultatene fra analyse, før hovedfunnene diskuteres i kapittel 7.

---

<sup>1</sup> En screeningundersøkelse er en test eller en standardisert undersøkelsesmetode for å påvise en bestemt, uoppdaget sykdom eller risikofaktor for sykdom (Braut, 2019).

## 2. Bakgrunn

Dette kapittelet vil gjøre rede for bakgrunnen for hvorfor det er viktig og interessant å ha et fokus på sosial ulikhet i bruk av helsetjenester, og hvordan det har blitt behandlet og drøftet politisk de siste årene.

Uttrykket *sosiale helseforskjeller* eller *sosial ulikhet i helse* brukes for å beskrive systematiske forskjeller i helse etter et mål på sosioøkonomisk status (Helsedirektoratet, 2018). Denne sammenhengen er veldokumentert og gjør seg synlig i de fleste aldergrupper uavhengig av kjønn. I den norske befolkningen danner de sosiale helseforskjellene en gradient. Det vil si at det eksisterer en lineær sammenheng mellom befolkningens sosioøkonomiske status, for eksempel målt etter inntekt, utdanning eller yrke, og deres nivå på helsen. Etter hvert som man forflytter seg høyere i det sosiale hierarkiet øker helsetilstanden moderat (Sosial- og helsedirektoratet, 2005).

I Norge har sosial ulikhet i helse og bruk av helsetjenester som fenomen fått økt politisk oppmerksomhet siden årtusenskiftet. Bondevik II-regjeringen la frem stortingsmeldingen *Resept for et sunnere Norge* i 2003. Her ble det satt søkelys på utfordringene i landet med formål om øke fokuset på å redusere sosiale ulikheter i helse. Et av delmålene poengterte viktigheten av å ha et helsevesen av høy kvalitet tilgjengelig for hele befolkningen, uavhengig av sosial bakgrunn, der tilgangen skal stå i samsvar med behovet for tjenester (Helse- og omsorgsdepartementet, 2003).

Stoltenbergs rødgrønne regjeringen fulgte i 2007 opp med en *Nasjonal strategi for å utjevne sosiale helseforskjeller*. Også her understrekes viktigheten av å sikre befolkningen likeverdige helse- og omsorgstjenester uavhengig av sosiale bakgrunnsfaktorer, som et av de overordnede politiske målene for å utjevne sosiale helseforskjeller. I stortingsmeldingen fremkommer tre delmål som tar sikte på å styrke kunnskap både om sosiale forskjeller i bruk av helsetjenester, forhold som bidrar til sosiale forskjeller i bruk av tjenester, samt hvordan motvirke slike skjevheter (Helse- og omsorgsdepartementet, 2007).

Folkehelsemeldingen – *Mestring og muligheter*, fremlagt av regjeringen Solberg i 2015 videreførte det tverrsektorielle folkehelsearbeidet fra den nasjonale strategien for å minimere sosiale ulikheter i helse (Helse- og omsorgsdepartementet, 2015). Året etter legger regjeringen



frem Meld. St. 34 (2016) *Verdier i pasientens helsetjeneste – Melding om prioritering*. Denne presiserer at menneskets egenverdi ikke er avhengig av sosioøkonomisk status eller andre beskrivende faktorer som kjønn, etnisitet, bosted og lignende. Alle mennesker i Norge skal ha lik tilgang til helsetjenester etter behov, uavhengig av sosial bakgrunn, etnisitet, bosted eller lignende (Helse- og omsorgsdepartementet, 2016).

Melding til Stortinget (2019) *Muligheter for alle – Fordeling og sosial bærekraft* rapporterer at på tross av et utbredt politisk fokus de siste årene på å redusere ulikheter i helse, er de sosiale helseforskjellene i Norge fortsatt en omfattende utfordring, selv om den generelle folkehelsen er god og både forventet levealder og selvrapportert helse er på topp i verden (Finansdepartementet, 2019). Fjorårets folkehelsemelding *Gode liv i eit trygt samfunn* fra 2019 har også som målsetning å fortsette arbeidet for å motvirke sosial ulikhet i helse (Helse- og omsorgsdepartementet, 2019).

Det kommer tydelig frem at sosial ulikhet i helse og bruk av helsetjenester et urovekkende trekk ved det norske samfunnet. Dahl et al. (2014) poengterer viktigheten av at arbeidet for å redusere forskjellene er et tverrpolitisk anliggende. Men det er ikke bare i Norge dette får oppmerksomhet. WHO presenterte i 1998 følgende mål i arbeidet for å redusere sosiale helseforskjeller (Sosial- og helsedirektoratet, 2005):

*«By the year 2020 the health gap between socioeconomic groups within countries should be reduced by at least one fourth in all Member States, by substantially improving the health of disadvantaged groups.»*

Økt politisk oppmerksomhet både nasjonalt og internasjonalt og stadig nye målsetninger har ikke vist seg som tilstrekkelig i arbeidet med å redusere sosial ulikhet i Norge, og forskjellene her til lands ser bare ut til å øke (Helsedirektoratet, 2017). I løpet av de siste 15-20 årene har også fremveksten av et markedet for private helsetjenester og helseforsikringer fått økt oppmerksomhet i Norge. Det har både vært en vekst i antall mennesker som har privat behandlingsforsikring og økt tilbud av privatpraktiserende leger og klinikker ved siden av den offentlige helsetjenesten. Grepperud (2018) viser til tall fra FinansNorge som avslører at 84 000 nordmenn hadde privat helseforsikring i 2006. Ved utgangen av 2016 var dette tallet steget til

over 500 000<sup>2</sup>, tolv ganger så mange som 10 år tidligere. Privat helseforsikring garanterer behandling for skade/sykdom innenfor en spesifisert garantitid etter at kravet om henvisning fra fastlege er oppfylt. Med andre ord er det garantien om raskere behandling som i hovedsak skiller det offentlige helsevesenet fra et behandlingsforløp der privat helseforsikring blir benyttet. Ettersom den norske befolkningen er «beskyttet» gjennom den offentlige helseforsikringen er det naturlig at det rettes et kritisk lys mot private behandlingsforsikringer og private ordninger som en potensiell bidragsyter til å øke sosiale forskjeller i helse og helsetjenester (Grepperud, 2018).

Helseminister Bent Høie uttrykte for Dagsavisen i fjor bekymring over utviklingen i det private forsikringsmarkedet, og hvordan dette potensielt påvirker den norske helsemodellen. Han påpeker at konsekvensen av at deler av befolkning på sikt slutter «å stole» på det offentlige kan føre til at flere og flere ikke ønsker å bidra like mye. Modellen er bygget opp på en måte som krever at alle i arbeidsdyktig alder bidrar, «man betaler etter evne og får etter behov». Utviklingen er derav noe skremmende når tilnærmet alle som er dekket av private ordninger hører til den friske, arbeidende og ressurssterke delen av befolkningen (Skjeseth, 2019).

Grepperud (2018) uttyper at det allikevel er enkelte argumenter som taler for et privat marked. Blant annet kan det avlaste det offentlige helsevesenet og sørge for en mer effektiv køforvaltning. Økt stimulans i det private marked kan imidlertid være en bidragsyter for redusert kvalitet og omfang, som følge av at helsepersonell vil velge å jobbe i markedet som tilbyr best lønnsvilkår. En sentral del av kritikken i disfavør et privat marked og private helseforsikringer er hvordan dette kan bidra til å skape større ulikhet i adgangen til helsetjenester. Grepperud belyser at økningen av private forsikringer i Norge sannsynligvis har bidratt til å forsterke ulikhet i fordelingen av ventetid for spesialisthelsetjenester. Bakgrunnen for denne tolkningen er at litteraturen ikke finner støtte for at gruppen som er dekket av slike forsikringer, i fravær av forsikringen, ville vært nedprioritert i forhold til deres behov (Grepperud, 2018).

Folk som er plassert lavere i den sosioøkonomiske rangeringen har jevnt over dårligere helse. Dette gjør seg synlig gjennom eksempelvis økt risiko for tidlig død i livet hos barn som har foreldre med lavere sosioøkonomisk status, målt ved inntekt (Grasdahl, 2009). Denne oppgaven har ikke som hensikt å kartlegge hvilke mekanismer som ligger bak helseforskjellene mellom

---

<sup>2</sup> Mellom 80 og 90 prosent av folk med helseforsikring er dekket gjennom arbeidsgiver (Skjeseth, 2019).

ulike grupper i samfunnet, men å undersøke om bruken av helsetjenester står i samsvar til fordelingen av helse i den norske befolkningen. Det er allikevel hensiktsmessig med en kort redegjørelse om sammenhengen mellom helse og inntekt i en økonomisk kontekst.

Kverndokk (2006) gir en oversikt over den kausale sammenhengen mellom inntekt og helse, og påpeker at effekten går fra inntekt til helse og fra helse til inntekt. Det kan også være andre faktorer som påvirker begge disse effektene simultant. Innen økonomisk teori betegner *absoluttinntektshypotesen* en sammenheng der økt inntekt fører til bedring i helserelaterte vilkår. Hypotesen beskriver et konkavt forhold der helsenivået blir bedre når inntekten blir høyere, men helseforbedringen avtar etterhvert som inntekten øker. Teorien bygger på et utvidet mulighetsområdet som følge av høyere inntekt, eksempelvis økt materiell velstand eller raskere tilgang til helsetjenester gjennom privat behandlingsforsikring, som igjen vil påvirke helsenivået positivt. Antakelsen bak den *relative inntektshypotesen* og *inntektsulikhets-hypotesen* bygger på at helsen til individer ikke bare blir påvirket av størrelsen på egen inntekten. Helsen kan bli påvirket negativt dersom det oppstår forskjeller mellom eget inntektsnivå og en nærliggende referansegruppe, eksempelvis lokalsamfunnet. Om gjennomsnittsinntekten til referansegruppen øker, mens individets inntekt holdes konstant, kan dette oppfattes som å være relativt fattig. Inntektsulikhetshypotesen sier at betydelig forskjell mellom egen inntekt og inntektsnivået i samfunnet påvirker individets helse negativt (Kverndokk, 2006).

Parallelt med økt politisk oppmerksomhet og etterspørselen etter nye og bedre tiltak for å redusere sosial ulikhet i helse og i bruk av helsetjenester, har det blitt utarbeidet flere kunnskapsoppsummeringer de siste årene som belyser dette temaet nærmere. Clench-Aas (2007) understreker i sin kunnskapsoppsummering om sosiodemografiske forskjeller i bruk og adgangen til helsetjenester i Norge, hvor lite kunnskap og forskning det er på fagfeltet sammenlignet med hvor mye oppmerksomhet temaet har fått internasjonalt gjennom blant annet «The Inverse Care Law» fra 1971 og den britiske rapporter «The Black Report» fra 1988 (Clench-Aas, 2007). Det samme påpeker Finnvold (2009) i en rapport fra Helsedirektoratet om sosial ulikhet i bruk av helsetjenester. Han presiserer at forskere finner tydelig sosiale forskjeller i helse, men at det derimot ikke eksisterer tilsvarende kunnskap om forskjeller i bruk og tilgang på helsetjenester. Finnvold (2009) trekker imidlertid frem at hovedvekten av funnene i studiene peker mot at bruken av helsetjenester i primærhelsetjenesten er behovsstyrt, mens for bruken av spesialisttjenester ser det ut til å være en tendens til et lavere forbruk blant grupper med

lavere sosioøkonomisk status (Finnvold, 2009). Den samme tendensen er å finne blant studiene Clench-Aas (2007) gjennomgår. I forbindelse med Dahl et al. (2014) sin omfattende kunnskapsrapport om sosial ulikhet i helse fra 2014, utarbeidet Godager og Iversen (2013) en underlagsrapport der de gjennomgår empirisk litteratur om sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge. Den generelle oppsummeringen viser at flere studier finner empirisk støtte for sosioøkonomisk ulikhet i bruk av privatpraktiserende spesialist, men ikke for bruk av allmennlegetjenester. Dette blir belyst nærmere i kapittel 3.

### 3. Tidligere forskning og empiri

Forskning viser at vi har sosial ulikhet i helse i Norge (Dahl et al., 2014; Aasen et al., 2018; Lunde, Otnes & Ramm, 2017). Sosial ulikhet eller sosioøkonomisk ulikhet i helse gjør seg synlig innen en rekke helseindikatorer, blant annet ser man store forskjeller i forventet levealder og dødelighet mellom ulike sosioøkonomiske grupper. På bakgrunn av dette er det rimelig å vente eller finne at grupper med lavere sosioøkonomisk status benytter helsetjenester i større utstrekning enn grupper med høyere sosioøkonomisk status, rett og slett fordi de har et større behov for helsetjenester.

I dette kapitlet vil jeg videre gjøre rede for hva forskningslitteraturen sier om sosial ulikhet i bruk av helsetjenester. Denne empiriske gjennomgangen vil i hovedsak vektlegge norske studier, men enkelte internasjonale studier vil også presenteres. Mange av studiene som forsøker å avdekke om det foreligger sosial ulikhet i bruk av helsetjenester er gjennomført for flere år siden. Siden den gang har det skjedd institusjonelle endringer i Norge, blant annet ved innføringen av fastlegeordningen i 2001, økt omfang av private behandlingsforsikringer og økt tilbud av private helsetjenester (Godager & Iversen, 2016). Det at majoriteten av den norske befolkningen høyst sannsynlig har fått en tettere og varig fastlegeforbindelse, kan tenkes å være en direkte motvirkende faktor for redusert sosial ulikhet i bruk av spesialisthelsetjenesten. Fastlegen og pasienten får muligheten til å bygge opp et gjensidig forhold til hverandre, og legen vil få unik kjennskap til pasientens sykdomshistorikk over tid. Slik sykdomsfaglig informasjon kan tenkes å bidra til og motvirke at ressurssterke personer argumenterer seg til utvidede undersøkelser som i utgangspunktet ikke er nødvendig for pasienten. Tilsvarende kan mindre ressurssterke pasienter tenkes å få økt forhandlingskraft i møte med en allmennlege de har kjent over tid. Samtidig har det vært en markant økning i antallet som har private behandlingsforsikringer og private helsetjenester de siste 15-20 årene (Grepperud, 2018). Personer som er dekket av denne typen forsikringer tenderer å høre til gruppen med høyere sosioøkonomisk status. Denne fremveksten kan ha endret «fordelingen av ventetider til spesialisthelsetjenester mellom ulike grupper på en slik måte at den i mindre grad samsvarer med de helsepolitiske målsettingene» (Grepperud, 2018, s.32). Det vil med andre ord være interessant å undersøke om nåværende forskningslitteratur allerede kan se tendenser på at det har skjedd en endringer.

### 3.1.1 Horisontal og vertikal ulikhet

Et viktig konsept som er nødvendig å ha på plass når man diskuterer ulikheter i bruk av helsetjenester og variasjon i behov for behandling, er at det finnes ulikhet som er å se på som *rimelig* ulikhet. Både i Norge og internasjonalt er det ettertrykkelig dokumentert at grupper med lavere sosioøkonomisk status, uavhengig av hvilket mål på dette man benytter, har dårligere helse. Av den grunn vil det være rimelig at denne gruppen benytter helsetjenester i større grad enn grupper med høyere sosioøkonomisk status. Slike forskjeller i bruk mellom sosiale klasser blir å se på som sosial ulikhet i bruk av helsetjenester, men denne typen ulikhet er rimelig, da det er behovet for behandling som skal være styrende for bruk. Det er først når man observerer variasjoner i bruken av helsetjenester på bakgrunn av sosioøkonomiske faktorer, når behovet ellers er likt, at det blir å regne som *urimelig*<sup>3</sup> eller horisontal ulikhet.

## 3.2 Deskriptive studier

Når man kan skal undersøke sammenhengen mellom sosioøkonomisk status og et mål på helse eller bruken av helsetjenester kan dette gjøres deskriptivt. Mange av studiene som undersøker dette teamet er deskriptive og kontrollerer derfor ikke for variasjoner i behovet for helsetjenester/behandling. Slike studier er likevel interessante da de beskriver fordelingen av tjenester i befolkningen etter sosioøkonomisk status. I Norge er det flere studier som tyder på at det eksisterer horisontal ulikhet i bruk av helsetjenester. Blant studiene som gjennomgås i dette kapittelet er det varierende hva slags datamaterialet forskerne benytter, hvilken aldergruppe som undersøkes og hva slags sosioøkonomisk indikator som benyttes for å vise sammenhenger.

Av studier som benytter utdanning som indikatorer på sosioøkonomisk status, finner Finnvoll (2002) en positiv sammenheng mellom utdanningslengde og antall konsultasjoner hos privatpraktiserende legespesialist. Finnvoll bruker data fra SSBs Levekårsundersøkelse fra 2000 og undersøker om det er behovene målt ved egenvurdert helsetilstand som styrer bruken av helsetjenester i befolkningen. Finnvoll undersøker først gjennomsnittlig antall kontakter med lege de siste 12 månedene. Både primær- og spesialisthelsetjenesten, her inkludert legevakt og privatpraktiserende spesialist, inngikk i tallet for antall legekontakter sammen med fastlege

---

<sup>3</sup> Det internasjonale forskningslitteraturen benytter i all hovedsak begrepene *inequality* og *inequity*. «Inequality» omfatter forhold der individer med ulik behovskarakteristikker benytter forskjellig mengder helsetjenester, mens «inequity» beskriver en situasjon der individer med samme behov for behandling mottar ulik mengde helsetjenester (Gravelle, Morris & Sutton, 2006).

og polikliniske konsultasjoner. Han finner ingen utslagsgivende sammenheng mellom verken bosted eller utdanningslengde på brukerfrekvensen, kun behovene er bestemmende for antall besøk. Finnvold gjennomfører deretter separate analyser på de ulike legetjenestene. Her viser resultatene at av andelen med utdanning på universitets- eller høyskolenivå utgjorde konsultasjon med privatpraktiserende spesialist 17 prosent, mens dette utgjorde kun 8-10 prosent for de lavere utdanningsgruppene. Godager og Iversen (2013) kritiserer analysen til Finnvold (2002) ved å påpeke at man ikke med sikkerhet kan si at ulikheten som observeres har noen sammenheng med lengden på utdannelsen, da studien ikke kontrollerer for regionale bosettingsmønstre.

Suominen-Taipale, Koskinen, Martelin, Holmen, & Johnsen (2004) benytter også utdanningsnivå som mål på sosioøkonomisk status. De undersøker sammenhengen mellom eldre menneskers bruk av helsetjenester, sosiodemografiske faktorer og egenvurdert helsestatus i Norge og Finland. Datamaterialet til den norske delen av studien er fra Helseundersøkelsen i Nord-Trøndelag (1995-1997), og består av totalt 7919 deltakere i alderen 65-74 år. De undersøker bruken av både fastlege og legespesialist de siste 12 månedene. Resultatene fra studien viste ingen forskjell mellom Finland og Norge i antall konsultasjoner hos allmennlege de siste 12 månedene, men i likhet med Finnvold (2002) viste resultatet av analysen at bruken av legespesialist økte med nivået av utdanning i begge land.

Data fra SSBs levekårsundersøkelse benyttes også av Iversen og Kopperud (2005). Med paneldata fra 1998-2000 undersøker de hvordan tilgjengeligheten til behandlingsstedet og sosioøkonomiske faktorer påvirker bruk av både privat spesialisthelsetjeneste og polikliniske undersøkelser. Resultatene viser at individer med høyere universitetsutdanning har 11 prosent økt sannsynlighet for minst én konsultasjon hos privat legespesialist i forhold til referansekategori (ungdomsskole). De finner ingen effekt av utdanning på bruken av polikliniske konsultasjoner. Inntekt viser seg også å ha en positiv, statistisk signifikant effekt på bruken av privat spesialist, men ikke på bruk av polikliniske konsultasjoner. Den observerte, positive inntektseffekten viser seg å være uavhengig om utfallet er «sannsynligheten for minst ett besøk» eller «antall besøk hos tjenesten». Også tilgjengelighetsindeksen har en positiv effekt på bruken av privat legespesialist. Totalt finner Iversen og Kopperud (2005) at personer bosatt i en kommune med høyeste verdi på tilgjengelighetsindeksen, og som også har høyere utdanning, har 46 prosent økt sannsynlighet for minst ett besøk til privat spesialist

sammenlignet med referansekategorien. De nevnte variablene hadde ingen signifikant effekt på bruken av polikliniske konsultasjoner.

Innen forskning på sosial ulikhet i helsetjenestebruk gjennomføres det også studier med formål å studere en enkelt behandlingstype, en spesifikk pasientgruppe eller en konkret diagnose. Her er helsetilstanden ofte basert på helsefaglige, kliniske vurderinger (Finnvold, 2009). Grøholt, Stigum, Nordhagen og Köhler (2003) er et eksempel på en studie som fokuserer på en bestemt pasientgruppe. De benytter data fra en tverrsnittsundersøkelse om helse, levekår og velferd gjennomført i 1996 i alle de fem nordiske landene, og undersøker om bruken av helsetjenester for barn med og uten kroniske luftveisproblemer varierer systematisk med foreldrenes yrkesbakgrunn. Foreldrenes yrkesstatus ble kategorisert etter den svenske sosioøkonomiske klassifiseringen SEI. De kontrollerer også for foreldrenes utdanning og disponible inntekt på bruken av spesialistlege. Resultatene viste at bruken av fastlege, som forventet, var høyere blant barn med kroniske lidelser, men at bruken var uavhengig av foreldrenes yrkesklassifisering. Forfatterne finner imidlertid at bruken av spesialisthelsetjenesten var høyere blant barn av foreldre med høyere utdanningsbakgrunn, sammenlignet med barn av foreldre med lav utdanning. Disponibel inntekt ga ingen utslagsgivende effekt på brukeratferden. Haldórrsson, Kunst, Köhler & Mackenbach (2002) fant tilsvarende funn som Grøholt et al. (2003). Med samme datamaterialet undersøkte de sammenhengen mellom sosioøkonomiske faktorer, målt ved utdanningsnivået til foreldrene og husholdningsinntekt, og bruken av helsetjenester. Studien fant ikke sosial ulikhet i bruk av primærhelsetjenester, men resultatene viste at spesialisthelsetjenester i større grad ble benyttet av barn der foreldrene hadde høyere utdanning.

Holmboe, van Roy, Helgeland, Clench-Aas og Dahle (2006) og Hansen, Halvorsen, Ringberg og Førde (2012) benytter data fra henholdsvis Helseprofilundersøkelsen, som ble gjennomført i 2002 blant skoleelever i samtlige kommuner i Akershus, og Tromsøundersøkelsen fra 2007-2008, for å undersøke sammenhengen mellom sosioøkonomisk status og bruken av helsetjenester. Både Holmboe et al. (2006) og Hansen et al. (2013) finner at utdanning er positivt korrelert med helsetjenestebruk, men at det først og fremst er sykdommens alvorlighetsgrad som er styrende for bruk.

Å inneha privat helseforsikring kan være grunnlag for raskere tilbud om behandling eller et mer spesialisert behandlingstilbud enn det man ville fått gjennom den offentlige helsetjenesten, selv



om behovet for behandlingen i utgangspunktet er likt. Dersom det er slik at personer som innehar privat helseforsikring i hovedsak har høyere sosioøkonomisk status, kan forsikring potensielt være en faktor som bidrar til økt sosial ulikhet i bruk av helsetjenester. Grepperud og Iversen (2011) benyttet data fra SSBs leverkårsundersøkelse fra 2008 for å undersøke hvem som har private behandlingsforsikringer finansiert gjennom arbeidsgiver. De finner at sannsynligheten for å være dekket av privat arbeidsgiverfinansiert forsikring øker dersom man er mann i alderen 25-44, i ledende stilling og har høy inntekt. Når de ser på hvordan bruken av helsetjenester fordeler seg etter hvem som har arbeidsgiverfinansiert forsikring (AF) finner de at ansatte *uten* arbeidsgiverfinansiert forsikring (AF) i snitt oppgir noe lavere egenvurdert helse og har flere legekontakter de siste 12 månedene sammenlignet med ansatte med AF.

Noen få studier ser på hvordan ulikheten har utviklet seg over tid. Vikum, Bjørngaard, Westin og Krokstad (2013) studerer om det foreligger sosioøkonomisk ulikhet i bruk av helsetjenester med data fra Helseundersøkelsen i Nord-Trøndelag (HUNT) over tre tiår, 1984-1968 (HUNT1), 1995-97 (HUNT2) og 2006-08 (HUNT3). Registerdata om inntekt og utdanningsnivå ble koblet på, der begge benyttes som mål på sosioøkonomisk status. Resultatene fra undersøkelsene viser at sannsynligheten for polikliniske konsultasjoner var større blant deltakere med høyere sosioøkonomisk status, målt ved både inntekt og utdanning, i alle tre periodene. Denne trenden avtok for kvinner over tid, men ikke for menn. Når det kom til sykehusinnleggelser, fant de en statistisk signifikant trend mot en fordeling av høyere bruk blant kvinner og menn med lav utdanning. I HUNT 3 fant de at sannsynligheten for sykehusinnleggelser var større blant menn med lav utdanning. Utviklingen over tid viser at den tidligere sosiale ulikheten i bruk av fastlege ble redusert i løpet av de tre tiårene. De finner imidlertid at både utdanning og inntekt er positivt korrelert med polikliniske konsultasjoner gjennom hele perioden. Generelt fant de en statistisk signifikant trend mot økende likhet på alle mål over tid.

Lunde et al. (2017) har på vegne av Statistisk sentralbyrå utarbeidet en kartleggingsrapport om hvordan bruken av helsetjenester fordeler seg i den norske befolkningen. Datamaterialet som benyttes er fra levekårsundersøkelsen i 2015, det samme datamaterialet som blir benyttet i denne oppgaven. Forfatterne påpeker at rapporten kun er ment som et utgangspunkt for mer dyptgående analyser. Det er allikevel rimelig å forvente at funnene fra rapporten vil gi en god indikasjon på hva denne oppgaven kan forvente å finne. Hovedfunnene til Lunde et al. (2017) understreker at det først og fremst er personer med dårlig helse som i størst grad benytter helsetjenester. De viser at det er en sammenheng mellom utdanning og helse, der personer med

lavere utdanningsnivå har dårligere helse. Rapporten avdekker at disse forskjellene ikke er like markante for de ulike utdanningsgruppene og bruk av helsetjenester. Generelt bruker personer med lavere utdanning helsetjenestene mer, men av gruppen som har konsultert legespesialist, er det flere fra de øvre utdanningsgruppene. Når man ser på fordelingen av helsetjenestebruk etter inntektsnivå, er forskjellene tydeligere, selv om effekten reduseres når det kontrolleres for individenes helsetilstand. Lunde et al. (2017) finner, for bruk av spesialisthelsetjenester, en tydelig sosial gradient etter inntektsnivå.

Elstad (2018) undersøker hypotesen om at høyt utdannede pasienter mottar et mer spesialisert behandlingstilbud på norske sykehus enn pasienter med lite utdannelse, selv om sykdommens alvorlighetsgrad er lik. Bakgrunnen for studien er tendensen tidligere forskningen har funnet, om at mer velstående, høyt utdannede pasienter tenderer å motta et «bedre» behandlingstilbud. Elstad (2018) benytter registerdata fra SSB og Norsk pasientregister, som inneholder opplysninger om 103 000 menn og kvinner i alderen 55-94 år, som døde mellom 2009-2011. Resultatet viser at av de pasientene som døde av kreft, hadde høyt utdannede signifikant flere polikliniske konsultasjoner de siste 18 månedene før dødsfallet i forhold til pasienter med lav utdannelse.

### 3.3 Horisontal ulikhet i primær- og spesialisthelsetjenesten

Noen analyser går lenger i forsøke å isolere ulikheten som den deskriptive forskningen ovenfor observerer. Slike studier beregner konsentrasjonsindekser og indekser for horisontal ulikhet, en metode først presentert av Wagstaff, van Doorslaer og Paci (1989), og som senere tid har blitt den dominerende metoden for å beregne sosial ulikhet i helse og i bruk av helsetjenester. Metoden har siden den gang blitt videreutviklet for å kunne tilby et enda mer nyansert og presist mål på den eventuelle ulikheten man observerer (Kakwani, Wagstaff & van Doorslaer, 1997; Wagstaff & van Doorslaer, 2000; Wagstaff, van Doorslaer & Watanabe, 2003). Wagstaff et al. (2003) gir en mer transparent presentasjon av resultatene ved å dekomponere konsentrasjonsindeksene. På den måten blir det mulig å vise hvor mye hver faktor bidrar til den observerte ulikheten. En detaljert gjennomgang av metoden blir presentert i kapittel 4.

Skal man tro på litteraturen som så langt er blitt presentert i kapittelet, kan man forvente å se liten eller ingen horisontal ulikhet i bruk av primærhelsetjenesten. Denne observasjonen baserer seg på at ingen av de deskriptive studiene finner tydelige sammenhenger mellom sosioøkonomiske faktorer, uavhengig om dette er målt som inntekt, utdanning eller yrkesstatus,

på bruken av primærhelsetjenester. Studiene viser gjennomgående at det er behovet som er styrende for bruk, og at man heller ser en «pro-fattig» tendens mot økt bruk blant grupper med lavere sosioøkonomisk status. En ulikhet som er rimelig å forvente, da denne gruppen generelt har dårligere helse, og dermed bruker helsetjenestene mer. Bruken av spesialisthelsetjenesten viser derimot et noe annet bilde. Alle studiene finner tendenser mot systematisk variasjon i bruk av tjenester etter sosioøkonomiske status. Studiene som presenteres nedenfor bekrefter denne observasjonen.

Van Doorslaer og Masseria (2004) studerer inntektsrelatert ulikhet i bruk av helsetjenester i 21 OECD land, inkludert Norge. De benytter data fra levekårsundersøkelsen i 2000 og undersøker om det er sosial ulikhet i bruk av allmennlege og legespesialist ved å beregne konsentrasjonsindekser for faktisk og behovsstandardisert bruk. Resultatet viser en pro-fattig tendens for bruk av allmennlege, som betyr at bruken er konsentrert blant personer med lav inntekt. Denne er fortsatt gjeldende når de kontrollerer for forskjeller i behov, som i studien måles ved selvrapportert helse og forekomsten av langvarig sykdom. Med andre ord er det behovet for helsetjenester, som er større hos lavinntektsgrupper, som er styrende for bruk av fastlege eller annen allmennlege. Situasjonen er derimot annerledes når de studerer fordelingen til bruk av spesialisthelsetjenester. Den horisontale indeksen (behovsstandardiserte) blir positiv, som indikerer en pro-rik tendens mot høyere bruk av spesialisthelsetjenester blant de øvre inntektsgruppene av populasjonen, men denne er ikke signifikant i Norge. Når forfatterne ser på sannsynligheten for å konsultere legespesialist observerer de på den andre siden at den både er pro-rik og statistisk signifikant.

Grasdal og Monstad (2011) benytter data fra Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse i 2000, 2002 og 2005 og studerer endringen i ulikhet i bruk av helsetjenester før og etter fastlegeformen ble innført i Norge i 2001. Resultatet fra analysen viser at det ikke foreligger noe bevis på horisontal ulikhet i bruken av verken fastlege eller polikliniske konsultasjoner. De finner imidlertid statistisk signifikant pro-rik ulikhet i sannsynligheten for konsultasjon hos privat legespesialist alle tre årene. Denne ulikheten avtar over tid. Grunnen til nedgangen er at den marginale effekten av inntekt er redusert over tid, og inntekt er den primære faktoren til den observerte ulikheten i sannsynligheten for å konsultere privat legespesialist.

Vikum, Krokstad og Westin (2012) benytter data fra Helseundersøkelsen i Nord-Trøndelag i 2006-2008 (HUNT3) med påkoblet informasjon om inntekt og utdanning. De bruker

konsentrasjonsindekser for å estimere inntektsrelatert horisontal ulikhet for både primær- og sekundærhelsetjenesten. I forhold til studier som benytter data fra SSBs levekårsundersøkelse, er utvalget i HUNT3 betraktelig større, noe som kan gjøre det enklere å gjennomføre mer detaljerte analyser på eksempelvis undergrupper som alder eller kjønn. HUNT-undersøkelsen er imidlertid rammet av en typisk trend innenfor surveyundersøkelser. Responsraten har gått mye ned siden HUNT1 (88 prosent) til 54 prosent i HUNT3. Denne nedgangen utgjør en potensiell kilde til forventningsskjev estimat, ettersom gruppen som faller fra er assosiert med livsstilsfaktorer og lav sosioøkonomisk posisjon. Vikum et al. (2012) påpeker at ulikhetsmønsteret de observerer for HUNT3 korresponderer bra med hva andre norske og internasjonale studier finner. Resultatene viser at konsentrasjonsindeksen for behovspredikert bruk av helsetjenester var konsentrert blant deltakere med lav inntekt. De horisontale ulikhetsindeksene antydte at sannsynligheten for minst ett besøk til fastlegen og sykehusinnleggelse var fordelt etter behov. De fant ingen bevis for en generell pro-rik eller pro-utdannings ulikhet i sannsynligheten for bruk av fastlege eller sykehusinnleggelse. Analysene gjennomført på spesifikke aldersgrupper avslørte større ulikhet i de øvre aldergruppene sammenlignet med det generelle nivået. Blant yngre kvinner og menn var det generelle nivået av ulikhet svært lite eller ikke eksisterende. Bruken av private legespesialister og polikliniske konsultasjoner hadde derimot en pro-rik fordeling. Da de analyserte sykehusinnleggelse for de lavere aldergruppene, avslørte de en pro-rik ulikhet for kvinner i alderen 20-39 år. De fant også en pro-rik tendens for bruk av polikliniske tjenester både målt mot inntekt og utdanning for alle aldergrupper og begge kjønn, foruten menn i alderen 20-30 år. Når det kom til bruken av private spesialisttjenester, fant de også en pro-rik tendens for menn og kvinner i alderen 40-59 år. Basert på disse funnene konkluderte Vikum et al. (2012) at det eksisterer pro-rik inntektsrelatert ulikhet i bruk av privat legespesialist og polikliniske konsultasjoner. De fant ingen bevis for en generell pro-rik eller pro-utdannings ulikhet i sannsynligheten for bruk av fastlege eller sykehusinnleggelse. Analysene gjennomført på spesifikke aldersgrupper avslørte større ulikhet i de øvre aldergruppene sammenlignet med det generelle nivået. Blant yngre kvinner og menn var det generelle nivået av ulikhet svært lite eller ikke eksisterende.

Det eksisterer noen få masteroppgaver som benytter levekårsdata og beregner konsentrasjonsindekser for å undersøke om det er inntektsrelatert sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge. Degife (2010) bruker data fra levekårsundersøkelsen 2005, bestående av et hovedutvalg og tilleggsutvalg (totalt 10 000) og analyser bruk av tre ulike legetjenester.

Degife finner ingen antydning til horisontal ulikhet i tilbøyeligheten til å oppsøke verken fastlegetjenester eller polikliniske spesialisttjenester. I likhet med Grasdahl og Monstad (2011) finner studien statistisk signifikant horisontal ulikhet i sannsynligheten for å oppsøke privat legespesialist for de øvre inntektsgruppene. Dekomponeringen avslører at inntekt er den største bidragsyteren til den pro-rike ulikheten. Fosse (2017) benytter data fra levekårsundersøkelsen 2015 og undersøker bruk av fastlege, sykehusinnleggelse, dagopphold og legespesialist. Analysen finner ikke tegn på horisontal ulikhet i antall konsultasjoner hos fastlege eller legespesialist. For sykehusinnleggelse og dagopphold er den horisontale indeksen signifikant på 1 prosents nivå i favør høyinntektsgrupper. For analysen av sannsynligheten for å oppsøke de nevnte tjenestene oppnår Fosse (2017) en signifikant, positiv horisontal indeks for fastlege, dagopphold og legespesialist. Det er interessant at denne studien avdekker at det i 2015 fortsatt ser ut til å være en pro-rik skjevhet i bruk av legespesialist. Det er vel så interessant at analysen avdekker ulikhet i sannsynligheten for å konsultere fastlege og for dagopphold. Med tanke på at datamaterialet som benyttes i denne oppgaven er det samme som Fosse (2017) brukte, blir det spennende å se om denne analysen avdekker den samme tendensen. Det er en stor vesentlighetsforskjell mellom denne analysen og studien til Fosse, som potensielt kan føre til ulike resultater. Fosse (2017) har benyttet personvektene for å justere for eventuelle skjevheter ved utvalget. Etersom denne oppgaven benytter fremgangsmåten til Grasdahl og Monstad (2011) som mal, vil ikke personvektene benyttes i analysen. Dette blir redegjort for senere i oppgaven.

### 3.4 Internasjonale studier

Den internasjonale forskningslitteraturen på sosial ulikhet i bruk av helsetjenester er i overensstemmelse med funnene fra norske studier. Hanratty, Zhang og Whitehead (2007) har gjennomført en omfattende, systematisk gjennomgang av tidligere internasjonal forskning på sosial ulikhet i bruk av helsetjenester. Kun studier fra land med et universalt helsevesen ble inkludert i gjennomgang, i tillegg ekskluderte de studier som ikke justerte for forskjeller i behov mellom sosioøkonomiske klasser. Resultatene fra litteraturen peker i retning av en pro-fattig tendens i bruk av primærhelsetjenester, mens flere studier finner en pro-rik skjevhet i bruk av spesialisthelsetjenesten.

I avsnitt 2.3 kunne vi lese at van Doorslaer og Masseria (2004) fant en signifikant pro-rik skjevhet i sannsynligheten for bruk av spesialistlege i Norge, mens funnene i

primærhelsetjenesten viste ingen tegn til horisontal ulikhet. Resultatene fra de resterende landene samsvarer i stor grad med funnene fra Norge. I analysen av antall konsultasjoner hos fastlege eller annen allmennlege, er fordelingen for faktisk bruk (ikke standardisert for forskjeller i behov) pro-fattig i alle land. Etter å ha kontrollert for forskjeller i behov er den horisontale indeksen fortsatt signifikant pro-fattig i alle landene, med unntak av Finland, som oppnår en signifikant positiv horisontal indeks. Totalt sett er det ingen tvil om at bruken av primærhelsetjenester er betydelig høyere i de nedre inntektsgruppene. Tilsvarende finner van Doorslaer og Masseria (2004) at sannsynligheten for å konsultere fastlege er rettferdig/rimelig fordelt på tvers av inntektsfordelingen i nesten alle landene. De horisontale indeksene er generelt små og ikke signifikante, med et fåtall pro-rike unntak (Canada, Finland og Portugal).

Fordelingsmønsteret for bruk av legespesialist skiller seg betydelig fra analysene for primærlege. Konsentrasjonsindeksene for faktisk bruk er jevnere fordelt på tvers av inntektskvintilene i forhold til fordelingen for fastlegekonsultasjoner, men mange av indeksene er ikke statistisk signifikante forskjellig fra null. Etter behovsstandardiseringen viser konsentrasjonsindeksene at bruken er konsentrert blant de øvre inntektsgruppene. Denne effekten er signifikant for alle landene, med unntak av Norge, Nederland og Storbritannia, hvor indeksen er positiv, men ikke signifikant. Dette resultatet impliserer at i nesten hvert eneste OECD-land får den rike delen av befolkningen en større andel spesialisttjenester enn hva man kunne forvente basert på hvordan helsen er fordelt i populasjonen. Van Doorslaer og Masseria (2004) påpeker at effekten er spesielt stor i fire av landene (Portugal, Finland, Irland og Italia), hvor tilgangen til spesialisttjenester i stor grad er drevet av private forsikringer. Analysen for sannsynligheten for konsultasjon hos spesialisthelsetjenesten gjør alle indeksene signifikant pro-rike, med unntak av kun ett land, Storbritannia. Dette underbygger resultatene som allerede er avdekket fra analysen av antall konsultasjoner hos legespesialist: bruken er i stor grad skjevfordelt i favør de øvre inntektsgruppene.

Devaux og de Looper (2012) utvider analysen til van Doorslaer og Masseria (2004) med data fra 2008-2009 for 13 av landene, og legger i tillegg til resultater for seks nye land. Resultatene indikerer at både den pro-fattige ulikheten de avdekket i bruk av primærhelsetjenesten og den pro-rike ulikheten i bruk av legespesialist har holdt seg stabil over tid. Det understrekes at noe forsiktighet burde tillegges når man skal sammenligne resultatene fra studien til van Doorslaer og Masseria (2004), da det for enkelte land har skjedd endringer i datamaterialet eller fordi de har benyttet en annen type datakilde.

### 3.5 Sammenfattende diskusjon

I hovedsak er det befolkningens helsetilstand, det vil si behovet for behandling, som skal være bestemmende for bruken av helsetjenester. På bakgrunn av dette bør man forvente at brukerfrekvensen er konsentrert blant dem med dårlig helse og størst behov for helsetjenester. Den empiriske forskningslitteraturen presentert i dette kapitlet finner i all hovedsak at bruken av primærhelsetjenester er rimelig fordelt i befolkningen. Unntaket er Fosse (2017) som finner, noe overraskende, horisontal ulikhet i sannsynligheten for å konsultere fastlege. Når det kommer til bruk av spesialisthelsetjenester viser de deskriptive studiene gjennomgående at det er en sammenheng mellom høy sosioøkonomisk status og bruk av legespesialist. Av studiene som beregner konsentrasjonsindekser for behovsstandardisert bruk (van Doorslaer & Masseria, 2005; Degife, 2010; Grasdahl & Monstad, 2011; Vikum et al., 2012; Fosse, 2017) finner alle tendenser til at det eksisterer horisontal ulikhet i bruk av spesialisthelsetjenester. Grasdahl og Monstad (2011) og Degife (2010) finner pro-rik ulikhet i sannsynligheten for å oppsøke *privat* legespesialist, men ikke for polikliniske konsultasjoner. Vikum et al. (2012) finner pro-rik ulikhet også i analysen av polikliniske konsultasjoner, mens Fosse (2017) finner horisontal ulikhet i sannsynligheten for å konsultere fastlege, legespesialist og dagopphold.

## 4. Økonometrisk metode

I dette kapitlet blir det redegjort for den økonometriske metoden som blir benyttet i analysen. De første delkapitlene beskriver konsentrasjonskurven og hvordan man kan beregne tilhørende konsentrasjonsindekser for å måle om det er sosial ulikhet i bruk av helsetjenester. Det påfølgende delkapitlet forklarer hvordan man kan standardisere for forskjeller i behov for deretter å kunne måle horisontal ulikhet i helsetjenester. Avslutningsvis presenteres metoden for å dekomponere konsentrasjonsindekser, som viser hvor mye forklarings- og kontrollvariablene bidrar til ulikheten man observerer.

Fremstillingen i dette kapitlet bygger på Cameron og Trivedi (2009), Wagstaff og van Doorslaer (2000), van Doorslaer, Koolman og Jones (2004), O'Donnell, van Doorslaer, Wagstaff og Lindelow (2008) og Verbeek (2017).

### 4.1 Konsentrasjonskurver

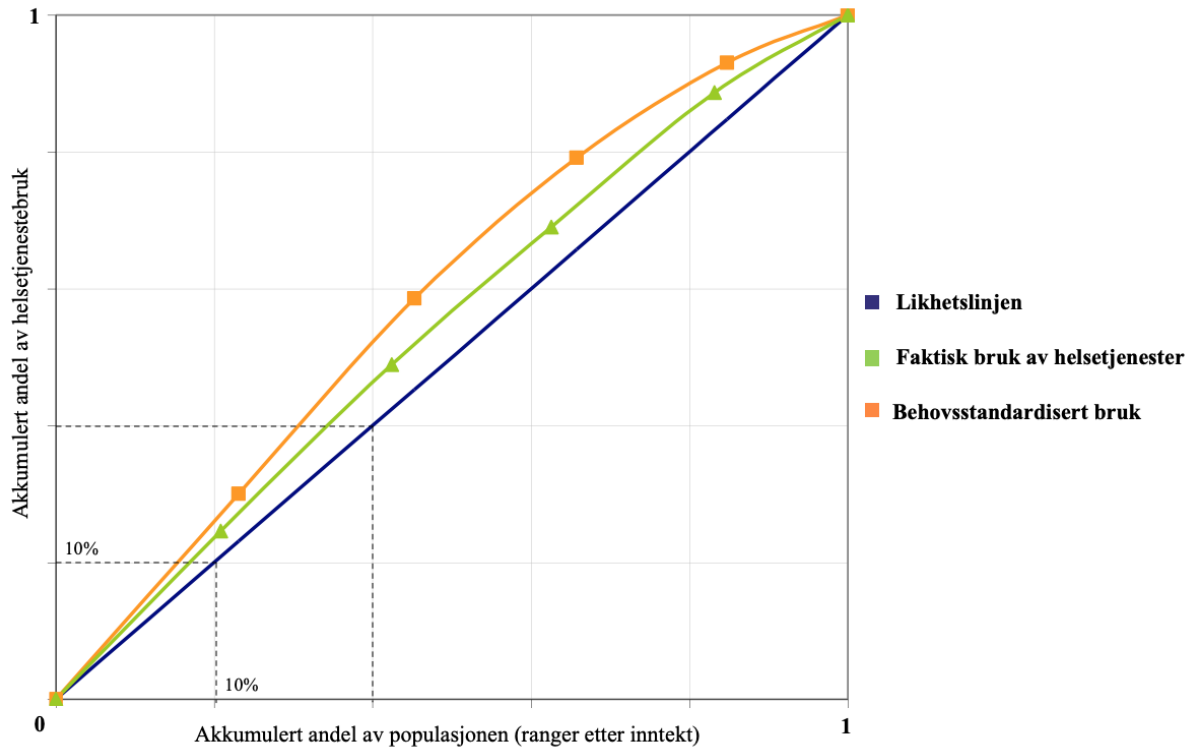
For å forklare hva konsentrasjonsindeksen måler kan det være nyttig å starte med og ta utgangspunkt i konsentrasjonskurven. Det er to nøkkelvariabler som ligger til grunn for beregningen av konsentrasjonskurven for bruk av helsetjenester; en variabel som måler *bruk av helsetjenester* og en variabel som måler sosioøkonomisk status, for eksempel *inntekt*. Anta at vi har opplysninger om bruk av helsetjenester og inntekt for et representativt utvalg av befolkningen. Da kan vi først rangere utvalget etter nivå på inntekt, og deretter beregne hvor stor andel av samlet bruk av helsetjenester som tilfaller den nederste persentilen av utvalget, hvor stor andel som tilfaller den neste persentilen også videre. Figur 4.1 illustrerer hvordan bruk av helsetjenester fordeler seg i befolkningen, der y-aksen representerer den kumulative andelen av bruk av helsetjenester og x-aksen representerer den kumulative andelen av populasjonen rangert etter inntekt.

Dersom hver andel i populasjonen bruker nøyaktig like mye helsetjenester uavhengig hvor i inntektsrangeringen de er plassert, utgjør dette en 45 graders linje. Denne linjen er bedre kjent som «likhetslinjen» eller «line of equality» og representerer perfekt likhet. Om konsentrasjonskurven for faktisk bruk ligger over likhetslinjen, betyr det at bruk av helsetjenester er konsentrert blant andelen med lavest inntekt. Hvis derimot konsentrasjonskurven ligger under likhetslinjen, er bruken konsentrert blant andelen med høy



inntekt. Dersom avstanden fra konsentrasjonskurven til likhetslinjen øker, betyr dette en økning i konsentrasjonen av helsetjenestebruk i den respektive andelen avhengig om kurven ligger over eller under likhetslinjen.

FIGUR 4.1: EKSEMPEL PÅ FORDELINGEN AV HELSETJENESTER I POPULASJONEN



## 4.2 Konsentrasjonsindeks

Konsentrasjonsindeksen er direkte knyttet til konsentrasjonskurven. Som nevnt kan konsentrasjonskurven benyttes for å identifisere om det foreligger sosial ulikhet i bruk av helsetjenester, men kurven gir ikke et mål på omfanget av ulikheten. Konsentrasjonsindeksen derimot, kvantifiserer nivået av sosial ulikhet i bruk av helsetjenester og kan således benyttes til å sammenligne ulikhet på tvers av land, over tid eller mellom ulike helsetjenester.

Konsentrasjonsindeksen er definert som det dobbelte av arealet mellom konsentrasjonskurven og likhetslinjen. Indeksen tar verdien 0 dersom det er perfekt likhet etter inntekt. I slikt tilfelle hvor det ikke eksisterer noen inntektsrelatert ulikhet i bruk av helsetjenester, vil hver inntektsgruppe i befolkningen i gjennomsnitt bruke like mye helsetjenester. Dersom konsentrasjonskurven ligger over (under) likhetslinjen tar indeksen en negativ (positiv) verdi.

Dette betyr som nevnt at det er en høyere (lavere) konsentrasjon av helsetjenestebruk blant personer med lavere (høyere) inntekt. Konsentrasjonsindeksen er et mål på relativ ulikhet, noe som medfører at verdien på indeksen forblir uforandret ved en inntektsdobling. Formelt kan konsentrasjonsindeksen (KI) uttrykkes slik:

$$(4.1) \quad KI = 1 - 2 \int_0^1 L_y(r) dr,$$

der  $L_y(r)$  er konsentrasjonskurven. Indeksen kan ta en verdi mellom -1 og 1. Konsentrasjonsindeksen kan også defineres som samvariasjonen mellom helsetjenestebruk  $y_i$  og inntektsrangeringen  $r_i$  som følger:

$$(4.2) \quad KI = \frac{2}{\mu} \text{cov}(y_i, r_i),$$

der  $\mu$  betegner gjennomsnittlig faktisk bruk av helsetjenester. Det er flere måter å uttrykke konsentrasjonsindeksen matematisk. I tilfeller der den sosioøkonomiske variabelen er diskret, eksempelvis hvis man benytter utdanningsnivå, kan dette uttrykkes på følgende måte:

$$(4.3) \quad KI = \frac{2}{N\mu} \sum_{i=1}^n y_i r_i - 1 - \frac{1}{N},$$

der  $\mu$  betegner gjennomsnittlig faktisk bruk av helsetjenester  $y_i$ ,  $r_i = i/N$  er individ  $i$  sin rangering etter utdanning, med  $i = 1$  for den med lavest utdanning og  $i = N$  for den med høyest utdanning.

En konsentrasjonsindeks som tar verdien 0 betyr ikke nødvendigvis et fravær av ulikhet, men fravær av den sosioøkonomiske gradienten i fordelingen. Det vil si fravær av ulikhet knyttet til sosioøkonomiske karakteristikk. Indeksen kan også bli 0 dersom konsentrasjonskurven krysser likhetslinjen på en slik måte at arealet over og under likhetslinjen kanselleres av hverandres størrelse.

### 4.3 Hvordan måle horisontal ulikhet i bruk av helsetjenester?

Dersom konsentrasjonsindeksen for fordeling av helsetjenester etter inntekt viser seg å være negativ - altså hvis den nedre halvparten av befolkningen etter inntektsrangeringen viser seg å

bruke mer enn halvparten av tjenestene kan dette være rimelig ettersom denne delen av befolkningen har dårligere helse, og med det større behov for helsetjenester. Indeksen som er presentert over er ikke korrigert for hvordan behov/helse er fordelt i befolkningen.

For å måle *urimelig* ulikhet, det vil si systematisk ulikhet som følge av andre faktorer enn ulikhet i behov for helsetjenester, er man nødt til å standardisere for forskjeller i behov. Når man har standardisert for forskjeller i behov, vil enhver gjenværende ulikhet i helsetjenestebruk etter inntekt kunne tolkes som horisontal ulikhet, som da representerer det vi kan tenke på som urimelig ulikhet, - urimelig i den forstand at den viser til bruk som ikke kan forklares med behov. Denne ulikheten kan enten være pro-rik eller pro-fattig. Det finnes både en direkte og en indirekte metode for å standardisere for forskjeller i behov. Oppgaven vil fokusere på den indirekte metoden, som ser på forskjellen mellom fordelingen av *faktisk* bruk av helsetjenester og *behovsforventet* bruk. Ved å benytte denne metoden kan man predikere en verdi  $\hat{y}_i^N$  for hvert individ  $i$ . Denne verdien indikerer den gjennomsnittlige mengden helsetjenester individet hadde mottatt dersom vedkommende hadde blitt behandlet likt som andre med samme behovskarateristikk, og den tolkes derav som individets behov for helsetjenester.

På tilsvarende måte som med konsentrasjonsindeksen for faktisk bruk av helsetjenester, kan man uttrykke konsentrasjonsindeksen for behovsforventet bruk av helsetjenester ( $KI_N$ ):

$$(4.4) \quad KI_N = 1 - 2 \int_0^1 L_{y^N}(r) dr$$

I arbeidet med å måle sosial ulikhet i bruk av helsetjenester vil utfallsvariabelen typisk være en variabel som måler sannsynligheten for å ha besøkt helsetjenesten, eller en variabel som teller opp antall besøk. En ikke-lineær estimator vil sørge for at resultatet holder seg innenfor det godkjente intervallet  $[-1, 1]^4$ . Denne type modell kan på generell form uttrykkes slik:

$$(4.5) \quad y_i = G(\alpha + \sum_j \beta_j x_{ji} + \sum_k \gamma_k w_{ki}) + \varepsilon_i ,$$

der  $y_i$  er en variabel som beskriver bruken av helsetjenester for individ  $i$ ,  $G$  beskriver den generelle funksjonsformen til modellen og  $x$  er forklaringsvariabler som beskriver individets

---

<sup>4</sup> Wagstaff (2005) spesifiserer at intervallet for konsentrasjonsindeksen når utfallsvariabelen er dikotom ikke er  $[-1, 1]$ , men er avhengig av gjennomsnittet til variabelen. For store utfall er den nedre grensen  $\mu - 1$  og den øvre grensen  $1 - \mu$ .

behov for helsetjenester. Dette kan eksempelvis være antall sykdommer eller selvrappert helse, avhengig av hvilke variabler forskeren har valgt å definere som variabler som beskriver behov.  $w$  er kontrollvariabler som kan reflektere behov uavhengig av helse, med andre ord – variabler som kan være behovsrelaterte. Et eksempel på en slik variabel er utdanning. Utdanning er i seg selv ikke direkte koblet til et individs behov for tjenester, men personer med lavere eller ingen utdanning har generelt dårligere helse enn personer med høy utdanning. Det å ha dårlig helse indikerer ikke nødvendigvis økt bruk av helsetjenester, men det er sannsynlig at behovet for helsetjenester er større for en med dårlig helse enn en person med god helse.

Til denne analysen vil det benyttes en probit-modell for sannsynligheten for å ha besøkt helsetjenesten og en negativ binomial modell for å beregne antall besøk hos helsetjenesten. Behovsforventet predikert bruk av helsetjenester  $\hat{y}_i^N$  kan uttrykkes på følgende måte:

$$(4.6) \quad \hat{y}_i^N = E[y_i | x_{ji}, w_k] = G \left( \hat{\alpha} + \sum_j \hat{\beta}_j x_{ji} + \sum_k \hat{\gamma}_k \bar{w}_k \right)$$

Det å inkludere kontrollvariabler ( $w$ -variabler) i modellen er nødvendig for å unngå forventningsskjevne estimat som følge av utelatte variabler. I en ikke-lineær kontekst slik som dette, vil ikke  $w$ -variablene nøytraliseres når de settes lik sine utvalgsgjennomsnitt, slik de ville blitt om man arbeidet med en lineær modell. Som et resultat vil variansen til behovsstandardisert bruk av helsetjenester avhenge av verdien som settes på  $w$ -variablene i standardiseringsprosessen, og dette vil kunne påvirke konsentrasjonsindeksen og derav målene på sosial ulikhet (O'Donnell et al., 2008, s. 179).

Det neste steget er å estimere en behovsstandardisert konsentrasjonsindeks. Ved å trekke fra behovsforventet bruk fra faktisk bruk finner man den horisontale indeksen (HI). Den horisontale indeksen er en konsentrasjonsindeks for estimert *behovsstandardisert bruk* av helsetjenester,  $\hat{y}_i^{IS}$ :

$$(4.7) \quad HI = \hat{y}_i^{IS} = y_i - \hat{y}_i^N + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{y}_i^N,$$

der  $n$  er utvalgsstørrelsen, og de behovsrelaterte kontrollvariablene  $w$  er satt til deres gjennomsnitt ( $\bar{w}_k$ ).

### 4.3.1 Negativ binomial modell

I enkelte sammenhenger ønsker man å beskrive antall ganger en hendelse finner sted i løpet av en gitt periode. Dette kan eksempelvis være *antall* konsultasjoner hos legen i løpet av de siste 12 månedene. Som nevnt i avsnitt 4.3 benyttes negativ binomial regresjon for å estimere *antall konsultasjoner* hos fastlege og legespesialist. En tellemodell av denne typen benyttes når den avhengige variabelen er en ikke-negativ tellevariabel.

La oss betegne utfallsvariabelen  $y_i$ , som kan ta verdier fra 0, 1, 2, .... Målet er å forklare forventningsverdien til  $y_i$ , gitt et sett med bakgrunnskjenntegn  $x_i$ :

$$(4.8) \quad E(y_i|x_i) = \exp(\mathbf{X}_i\beta) ,$$

Når man anvender tellemodeller av denne typer er det vanlig å innlede med en av de mest brukte fordelingene, Poissonfordelingen. Poissonfordelingen antar at variansen er lik forventningen (equidispersion)  $E(y_i|x_i) = \text{Var}(y_i|x_i)$ . Denne antakelsen er ofte for streng og lite realistisk i praksis. Den negative binomiale modellen (NegBin II) blir sett på som en mer fleksibel funksjonsform når man operer med data som er «overspredet» (overdispersion). Begrepet «overspredning» tillater at variansen overstiger gjennomsnittet  $\text{Var}(y_i|x_i) > E(y_i|x_i)$ , i en regresjonsmodell. Variansfunksjonen til Negbin II-modellen er gitt ved:

$$(4.9) \quad \text{Var}(y_i|x_i) = E(y_i|x_i) + \alpha^2 E(y_i|x_i)$$

for  $\alpha^2 > 0$ , der mengden overspredning øker med forventede gjennomsnittsverdien  $E(y_i|x_i) = \exp(\mathbf{X}_i\beta)$ .

Estimatene fra de negative binomiale regresjonene der den avhengige variabelen tar form av en tellevariabel (antall konsultasjoner hos enten fastlege eller legespesialist) blir i resultatkapittelet presentert i form av insidensrate ratio (IRR). Tolkningen av IRR blir for kategoriske variabler, som eksempelvis alder/kjønn-dummyene: den prosentvise forskjellen i forventningsverdien til  $y_i$  (antall konsultasjoner hos fastlege eller legespesialist) mellom eks. menn i alderen 60-69 år, sammenlignet med referansen til denne kategorien, menn i alderen 16-29 år.

### 4.3.2 Probit-modellen

Sannsynligheten for å konsultere fastlege eller legespesialist er to av mange eksempler på utfallsvariabler som forskes på innen helsesektoren. Slike utfall kategoriseres ved at det *kun* eksisterer to mulig verdier. Enten har man vært hos legen ( $y_i = 1$ ) eller ikke ( $y_i = 0$ ). For binære utfall av denne typen er det vanlig å benytte sannsynlighetsmodeller som predikerer sannsynligheten for at den avhengige variabelen enten tar verdien ( $y_i = 1$ , vært hos legen) eller ( $y_i = 0$ , ikke vært hos legen). Modellene som vanligvis anvendes for binære valg er logit- og probit-modellen. I denne oppgaven blir probit-modellen brukt for å analysere sannsynligheten for konsultasjon hos fastlege eller legespesialist.

Binære valgmodeller kan på generell form noteres slik:

$$(4.10) \quad E[y_i | \mathbf{X}_i] = \Pr(y_i = 1 | \mathbf{X}_i) = F(\mathbf{X}_i \beta),$$

for en funksjon  $F(\cdot)$ . Ligning (4.10) uttrykker sannsynligheten for  $y_i = 1$  avhenger av en vektor  $\mathbf{X}_i$  som inneholder informasjon om individuelle bakgrunnskjennetegn. Ved å velge  $F(\cdot)$  som standardnormalfordelingen oppnår man:

$$(4.11) \quad \Pr(y_i = 1 | \mathbf{X}_i) = F(\mathbf{X}_i \beta) = \Phi(\mathbf{X}_i \beta) \equiv \int_{-\infty}^{\mathbf{X}_i \beta} \varphi(z) dz,$$

$$\text{der } \varphi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right).$$

Dette gir probit-modellen, som estimeres ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet (maximum likelihood).

Bortsett fra fortegnet, vil ikke koeffisientestimatene til binære valgmodeller kunne gis noe direkte tolkning. I motsetning til eksempelvis en lineær regresjonsmodell som OLS, der  $\beta$ -koeffisienten representerer marginaleffekten. For å kunne gi en hensiktsmessig tolkningen av resultatene til en probit-modell, som gjør det mulig å sammenligne resultatene på tvers av andre modeller, må man ta i betraktning den marginale effekten av en endring i forklaringsvariablene, når andre variabler holdes konstant:

$$(4.12) \quad \frac{\partial \Phi(\mathbf{X}_i \beta)}{\partial x_{ik}} = \phi(\mathbf{X}_i \beta) \beta_k$$

Vi ser at denne er avhengig av  $X_i$ , altså verdier på forklaringsvariabler i modellen. Det er flere måter å rapportere marginaeffekter på. Det er vanlig å rapportere marginaeffekter for gjennomsnittsverdien på variablene som inngår på venstre side i regresjonsmodellen. Det vil også bli gjort i denne oppgaven.

#### 4.4 Dekomponere konsentrasjonsindeksen

Det er mulig å ta analysen et steg videre. Ved å dekomponere konsentrasjonsindeksen vil man få verdier på hvor mye hver forklarings- og kontrollvariabler bidrar til den totale ulikheten man observerer. I dette tilfelle, hvor modellen som benyttes er ikke-lineær, vil man ikke kunne anvende metoden for å dekomponere konsentrasjonsindeksen uten å benytte en lineær tilnærming. En slik lineær tilnærming kan uttrykkes på følgende måte:

$$(4.13) \quad y_i = \alpha^m + \sum_j \beta_j^m x_{ji} + \sum_k \gamma_k^m w_{ki} + \varepsilon_i,$$

der  $\beta_j^m$  og  $\gamma_k^m$  er marginaeffektene,  $dy/dx_j$  og  $dy/dw_k$ , til henholdsvis hver variabel i modellen. Disse evalueres ved utvalgsgjennomsnittet og behandles som faste enhetsverdier.  $\varepsilon_i$  er restleddet, som fanger opp eventuelt gjenværende tilfeldig variasjoner. Ettersom ligning (4.13) er lineært additivt kan den dekomponeres, og konsentrasjonsindeksen for  $y$  kan uttrykkes slik:

$$(4.14) \quad KI = \sum_j \left( \frac{\beta_j^m \bar{x}_j}{\mu} \right) C_j + \sum_k \left( \frac{\gamma_k^m \bar{w}_k}{\mu} \right) C_k + \frac{GC_u}{\mu},$$

der  $C_j$  og  $C_k$  er konsentrasjonsindeksen til henholdsvis variabel  $j$  og  $k$ , og  $GC_u$  er den generaliserte konsentrasjonsindeksen til feilledet. Denne tolkes som residual. Produktene  $\left( \frac{\beta_j^m \bar{x}_j}{\mu} \right) C_j$  og  $\left( \frac{\gamma_k^m \bar{w}_k}{\mu} \right) C_k$  er det faktiske bidraget variabel  $j$  og  $k$  har på den sosiale ulikheten i bruk av helsetjenester.

Sett fra et politisk ståsted vil dekomponeringsmetoden være interessant i den forstand at den gir et mer nyansert bilde av hvilke determinanter som faktisk bidrar til den målte ulikheten man

observerer. Det er en todelt effekt, der bidraget til hver faktor avhenger av to ting. For det første er det hvordan faktorene påvirker bruken, eller hvor tilbøyelige vi er til å oppsøke legetjenesten (elastisiteten). For det andre er det graden av hvordan dette varierer med inntekt, eller et annet mål på sosioøkonomisk status (konsentrasjonsindeksen). Med andre ord vil en faktor med høy elastisitet (stor innvirkning på bruk), men liten variasjon på tvers av inntektsgruppene, bidra lite eller i mindre grad til den totale ulikheten, enn en faktor med høy elastisitet og stor variasjon etter inntekt.



## 5. Data og variabler

Dette kapittelet innleder med en beskrivelse av datamaterialet som ligger til grunn for analysen, herunder en presentasjon av opprinnelig og bearbeidet utvalg. Deretter følger en detaljert gjennomgang av variablene som benyttes i estimeringen etterfulgt av deskriptiv statistikk for utvalget i 2015. Siden min analyse er en replikasjon av analysen til Grasdahl og Monstad (2011) har jeg valgt å inkludere deskriptiv statistikk fra deres studie for sammenligningens skyld.

### 5.1 Data

Data er hentet fra Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse fra 2015. Dette er en temaroterende tverrsnittsundersøkelse som i 2015 omhandlet temaet «helse». SSB har gjennomført levekårsundersøkelser siden 1973. I forhold til tidligere har undersøkelsen fra 2015 gjennomgått noen endringer, da EU har sett et økt behov for å kunne sammenligne data på tvers av land. På bakgrunn av dette har det blitt laget en felles helseundersøkelse, «European Health Interview Survey» (EHIS), som første gang ble gjennomført i 2006-2010, den gang uten Norge. SSB valgte i 2014 å integrere EHIS 2 i levekårsundersøkelsen om helse (Isungset & Lunde, 2017). Denne omleggingen påvirker sammenlignbarheten med levekårsundersøkelsen fra 2005. Det fremkommer lenger ned i kapittelet på hvilken måte datamaterialet er forskjellig og til hvilken grad dette kan påvirke sammenlignbarheten.

#### 5.1.1 Opprinnelig utvalg

Det opprinnelige utvalget i levekårsundersøkelsen 2015 bestod av 14 000 intervjudeltakere fra hele Norge i alderen 16 år og oppover<sup>5</sup>. Data ble samlet inn i et tidsrom på nesten fem måneder fra 10.august til 30.desember 2015. Alle intervjuene i denne undersøkelsen er gjennomført som telefonintervju, og svarene ble registrert på PC av intervjuer. For å effektivisere intervjutiden ble registerinformasjon om blant annet inntekt, formue og utdanning koblet på i etterkant av gjennomført intervju.

#### 5.1.2 Frafall

Det er normalt at noen ikke vil eller kan besvare undersøkelsen. Dersom slikt frafall er knyttet systematisk til enkelte bakgrunnskjennetegn er dette uheldig, da utvalget risikerer å ikke lenger

---

<sup>5</sup> Personer bosatt på institusjon er ikke inkludert i utvalget (Isungset & Lunde, 2017).

være representativt for befolkningen man studerer. Dette er også en utfordring for levekårsundersøkelsene. Svarprosenten i 2015 er tilnærmet identisk for kvinner og menn, hvorpå det kun skiller 0.4 prosent. Hovedgrunnen til frafall for både menn og kvinner er at intervjuerne ikke har kommet i kontakt med respondentene (*ikke truffet*). En annen grunn til frafall er at respondentene ikke ønsket å svare på undersøkelsen (*ønsker ikke delta*). Denne prosenten er noe lavere enn for (*ikke truffet*), og er noe høyere for menn enn for kvinner. Når man ser på hvordan dette fordeler seg mellom de ulike aldergruppene, er det høyst frafall blant den eldste aldergruppen, 80 år+, også her er (*ikke truffet*) den største grunnen til frafall. Man ser også tydelige forskjeller på svarprosenten mellom respondenter med høy og lav utdanning. Blant dem med ingen eller manglende informasjon om utdanning ligger svarprosent på 39.1 prosent. For gruppen med mer enn tre års høyere utdanning er svarprosenten 74.2 prosent. Mangel på kontakt (*ikke truffet*) er også her hovedgrunnen for frafall. Av det opprinnelige utvalget på 14 000 var det 252 avganger<sup>6</sup>. Bruttoutvalget i 2015 bestod av 13 740 personer. Etter frafall og avganger utgjorde nettoutvalget 8164 personer, 59 prosent av bruttoutvalget.

Dersom vi sammenligner dette med 2005, hvor nettoutvalget utgjorde 69.8 prosent av bruttoutvalget, kan vi med andre ord se at svarprosenten i 2015 er betydelig lavere<sup>7</sup>. Hovedgrunnen til frafall i 2005 skiller seg fra 2015 (Hougen, 2006). En betydelig mindre prosentandel faller fra grunnet (*ikke truffet*), kun 5.8 prosent mot 19.2 prosent i 2015. Hovedgrunnen til frafall i 2005 er at respondentene (*ønsker ikke delta*), denne andelen er 21 prosent mot 16.5 prosent i 2015. Som i 2015 er det høyest frafall i den øvre aldersgruppen, 80 år+, også her er (*ønsker ikke delta*) hovedgrunnen til frafall. Betydningen dette har for muligheten til å sammenligne resultater over tid, vil bli nærmere kommentert senere i kapittelet.

I prosessen med å klargjøre datamaterialet for analyse har utvalget blitt bearbeidet. Alle respondenter med manglende informasjon på én eller flere av de inkluderte variablene, med unntak av utdanning, har blitt fjernet fra utvalget. I tillegg er personer over 69 år utelatt ettersom analysen skal sammenlignes med arbeidet til Grasdahl og Monstad (2011). Bearbeidet utvalg består av 6937 respondenter i alderen 16-69 år, som utgjør 50.5 prosent av bruttoutvalget. Grasdahl og Monstad (2011) benyttet i sin analyse et utvalg på 3002 respondenter, som utgjorde 60 prosent av bruttoutvalget.

---

<sup>6</sup> Med *avgang* menes personer som ikke ble inkludert i utvalget grunnet bortgang, registrert bostedsadresse på institusjon eller i utlandet (Isungset & Lunde, 2017).

<sup>7</sup> Fordelingen mellom kvinner og menn er i 2005 identisk som i 2015, det skiller kun 0.4% (Hougen, 2006).

## 5.2 Variabler

Delkapittel 5.2 redegjør for hvilke variabler som er inkludert i analysen og hvordan disse er blitt operasjonalisert i samsvar med fremgangsmåten i Grasdahl og Monstad (2011).

### 5.2.1 Utfallsvariabler: Bruk av helsetjenester

Levekårsundersøkelsen 2015 har flere spørsmål om bruk av ulike typer helsetjenester. Til oppgavens analyse er det fokus på to former for helsetjenester: «konsultasjon hos fastlege eller annen allmennlege» og «konsultasjon hos privat-og offentlig legespesialist».

#### ***Konsultasjon hos fastlege eller annen allmennlege***

Når det kommer til spørsmål om respondentenes bruk av fastlege, får respondentene først spørsmål om når de sist konsulterte fastlegen eller annen allmennlege. Her kan respondentene svare at det er *mindre enn 12 måneder siden, 12 måneder eller lenger siden* eller *aldri konsultert med fastlege/allmennlege*. Fastlege- eller allmennlegekonsultasjon innebærer *alle typer konsultasjoner og telefonkonsultasjoner* (Isungset & Lunde, 2017). Dersom det er mindre enn 12 måneder siden siste konsultasjon blir respondentene spurt *omtrent hvor mange kontakter de har hatt siste 12 månedene*. Spørsmålsformuleringen er tilnærmet lik som i 2005, men i 2005 blir det ikke spesifisert at det også gjelder telefonkonsultasjoner slik som i 2015. Basert på disse spørsmålene er det generert to utfallsvariabler. Den første variabelen teller antall konsultasjoner hos fastlege eller annen allmennlege de siste 12 månedene. Den andre er en dummyvariabel, som tar verdien 1 dersom respondenten har hatt minst én kontakt med fastlege eller annen allmennlege de siste 12 månedene, og verdien 0 ellers.

#### ***Konsultasjon hos legespesialist***

I undersøkelsen stilles det også spørsmål om respondentene har hatt konsultasjoner hos spesialisthelsetjenesten. Spørsmålet stilt er som følger: *Når var du sist hos legespesialist på poliklinikk eller hos en privat spesialist? Hjertespesialist, hudspesialist, gynekolog eller liknende. Se bort fra kontakter du eventuelt har hatt i forbindelse med sykehusinnleggelse*. Hvis respondentene svarer «ja» på konsultasjon hos legespesialist de siste 12 månedene blir de spurt *omtrent hvor mange ganger konsultasjoner de har hatt de siste 12 mnd*. På bakgrunn av dette er det tilsvarende som med fastlege/allmennlege generert to utfallsvariabler. Den første variabelen teller antall konsultasjoner hos legespesialist på poliklinikk eller hos privat spesialist. Den andre variabelen er en dummyvariabel, som tar verdien 1 dersom respondenten

har hatt minst én kontakt med legespesialist (poliklinikk eller privat) de siste 12 månedene, og null ellers. I 2005 ble det stilt separate spørsmål for konsultasjon hos legespesialist på sykehus (poliklinikk) og konsultasjon hos privat legespesialist/-klinikk. Det betyr at analysen på data fra 2015 ser på summen av de to utfallene, mens Grasdahl og Monstad (2011) analyserte de to utfallene hver for seg. Med andre ord vil ikke analysen på data fra 2015 kunne fange opp forskjellen mellom privat og offentlig spesialisthelsetjeneste. Det vil imidlertid fortsatt være mulig å sammenligne med resultatene fra 2005, ved å se på resultatene som en samlet effekt.

### 5.2.2 Forklaringsvariabler

Det er nærmest umulig å finne et direkte mål på behovet for helsetjenester (Lunde et al., 2017). Levekårsundersøkelsen i 2015 inneholder imidlertid en rekke spørsmål som totalt sett vil gi en indikasjon på respondentenes helsetilstand, og på den måte kan fungere som et mål på behovet for helsetjenester.

#### ***Selvrapportert helsetilstand***

I levekårsundersøkelsen 2015 blir respondentene spurt om hvordan de vurderer sin egen helsetilstand ut ifra en skala med følgende alternativer: *svært god, god, verken god eller dårlig, dårlig* og *svært dårlig*. Disse verdiene er bakgrunnen for fem binære variabler (med samme navn) som beskriver respondentens helsetilstand. Etersom man ikke har et direkte mål på et individs behov, vil selvrapportert helse fungere som en indikator for potensielt nedsatt helse og behov for helsetjenester.

#### ***Antall sykdommer/diagnoser***

I tillegg til selvrapportert helse er det inkludert en variabel som teller antall sykdommer/diagnoser hos respondentene. Selv om det å ha en diagnose eller sykdom ikke nødvendigvis er direkte knyttet til bruk av helsetjenester, er det grunn til å tro at det er korrelert med sannsynligheten for bruk av helsetjenester. For å fange opp antall diagnoser/sykdommer er det blitt konstruert en variabel som teller antall sykdommer til respondentene<sup>8</sup>. Fremgangsmåten for å generere denne variabelen er tilnærmet lik den som benyttes i Grasdahl og Monstad (2011), men respondentene i 2015 ble ikke spurt om akkurat de samme sykdommene/diagnosene som i 2005. I 2005 ble respondentene presentert for et kort besående av 50 sykdommer/lidelser og fikk deretter beskjed om å svare hvor mange av disse lidelsene de

---

<sup>8</sup> En oversikt over sykdommene/diagnosene er presentert i appendiks A.

hadde. Dette spørsmålet er blitt endret i 2015. Noen av sykdommene/diagnosene er ikke med, mens andre har blitt lagt til. Totalt sett vurderes den presenterte løsningen omtrentlig likestilt som slik de utførte det i 2005.

### ***Kroniske/langvarige helseplager***

Et av de helserelevante spørsmålene respondentene blir spurt om, er om de har langvarige sykdommer eller helseproblemer. De får også spørsmål om disse lidelsene eller problemene skaper begrensninger i hverdagen. Basert på disse spørsmålene er det blitt operasjonalisert fire variabler: *ingen kroniske lidelser*, *kroniske lidelser(ingen begrensninger)*, *kroniske lidelser (noen begrensninger)* og *kroniske lidelser (betydelige begrensninger)*. Spørsmålsformuleringen er noe endret fra 2005, men de nevnte variablene skal fange opp tilnærmet samme effekt. På tilsvarende måte som at det å ha en diagnose eller sykdom kan tenkes å være korrelert med bruk av helsetjenester, er det grunn til å forvente at kroniske lidelser som fører til begrensninger i hverdagen kan være en faktor for økt behov for helsetjenester.

### ***Alder og kjønn***

På tilsvarende måte som kroniske og langvarige plager vil kunne påvirke behovet for bruk av helsetjenester, vil både alder og kjønn også kunne fange opp behov for helsetjenester. Man kan i utgangspunktet tenke at kjønn ikke burde ha en direkte sammenheng med behov for helsetjenester. Det er allikevel dokumentert tydelig kjønnsforskjeller i helse (Hamre, 2017). Blant annet rapporterer Hamre (2017) i en rapport fra SSB at kvinner er mer tilbøyelige enn menn til å oppsøke både fastlege og legespesialist. Dette er ikke bare på grunn av at terskelen for å oppsøke helsetjenester er lavere for kvinner. Kvinner har generelt flere helseplager og symptomer enn menn. I tillegg er som regel kvinner flinkere til å lytte til kroppens signaler. Det er også å forvente at mange kvinner i en periode av livet vil ha økt behov for helsetjenester grunnet biologiske forhold knyttet til reproduksjon (svangerskap, fødsel og barsel) (Hamre, 2017). Forskning viser at gifte menn går mer til legen enn enslige, til tross for at gifte menn har bedre helse enn enslige. Forventet levealder er også høyere, samt at de er raskere til å kontakte helsetjenesten ved akutt sykdom (Jorfald, 2011). Når det kommer til alder og sykkelighet, er det dokumentert at både menn og kvinner opplever en økning av helseplager med alderen. Alder vil av den grunn være direkte forbundet med et økt behov for helsetjenester. For å tydeliggjøre effekten ulike kjønn- og aldersgrupper har på helsetjenestebruk er det generert 8 indikatorvariabler: *mann, 16-29 år*, *mann, 30-44 år*, *mann, 45-59 år* og *mann, 60-69 år*. Tilsvarende variabler er laget for kvinner.

### 5.2.3 Kontrollvariabler

Det følgende avsnittet vil gjennomgå variabler som ikke har direkte sammenheng med menneskers helsetilstand eller behov, men som potensielt kan være behovsrelaterte eller ha direkte effekt på bruken av helsetjenester. Variablene vil av den grunn fortsatt være relevante å inkludere i en analyse om sosial ulikhet i bruk av helsetjenester.

#### **Sosioøkonomisk status**

Ved å benytte et mål på en sosioøkonomisk klassifiseringsvariabel kan man kartlegge plasseringen i det sosioøkonomiske hierarkiet. Både utdanning, yrkesgruppe og inntekt er velstandsmål som blir mye brukt i både norsk og internasjonal forskning (Folkehelseinstituttet, 2015). Yrkesgruppe kan eksempelvis klassifiseres etter kompetanse eller samfunnsrett, mens inntekt gir et mål på omfanget av hva et individ eller en husholdning råder over av ressurser. Utdanning er en mye brukt klassifiseringsvariabel på grunn av praktiske årsaker. Elstad (2008) fremhever at utdanning ofte er foretrukket overfor inntekt eller yrke, da utdanning blant annet er mer stabilt over livsløpet, i motsetning til de andre nevnte variablene som kan endres på kort tid. Elstad understreker videre at norske studier ikke tyder på at utdanning er et bedre mål på sosioøkonomisk status enn klassifiseringsvariabler (Elstad, 2008). Til oppgavens analyse benyttes *inntekt* som mål på sosioøkonomisk status.

#### ***Inntekt***

Opplysningene om inntekt er hentet fra SSBs inntektsregister 31.12.14, og påkoblet i etterkant av intervjuet. Inntektsvariabelen som benyttes er *husholdningens totalinntekt etter skatt*. Til analysen er inntektsvariabelen justert etter den modifiserte utgaven av OECD ekvivalensskalaen. Denne tilegner hvert husholdningsmedlem en verdi som er proporsjonal med det forventede økte behovet for inntekt. Den første voksne person i husholdningen tilegnes en vekt lik 1. Deretter får den neste og følgende voksne personer i husholdningen en vekt lik 0.5, mens hvert barn under 14 år vektes 0.3. Det er vanlig i denne type studier å korrigere for inntektsstørrelsen og antall personer i husholdningen på denne eller lignende måter. Dette gjøres for at datamaterialet skal kunne sammenlignes på tvers av individ. Naturligvis vil størrelsen på husholdningen være avgjørende for bruken av totalressursene. Selv om en større husholdning vil kunne gi stordriftsfordeler, kan det på en annen side redusere den totale levestandarden. Dette er avhengig av både størrelsen på inntekten og hvor mange personer i husholdningen som bedriver inntektsgivende arbeid. Ekvivalentvekten vil justere for disse forskjellene (Isungset & Lunde, 2017). Det er viktig å få frem at inntekt i seg selv kan mer eller

mindre ha en direkte kobling til bruk av helsetjenester. Ved å se på helse og bruk av helsetjenester som et konsumgode, kan en stabil og god økonomi gi muligheter til å bedrive helsefremmende atferd i større grad enn for dem med dårligere økonomi. Slik kan en økning i inntekt gi en direkte inntektseffekt i form av et utvidet handlingsrom, bedre levekår, sunnere boliger/kosthold og tilgang til helsetjenester (Helsedirektoratet, 2019).

## **Andre bakgrunnskjenne tegn**

### ***Utdanning***

Informasjon om respondentenes høyeste fullførte utdanning blir hentet fra utdanningsregisteret og er koblet på i etterkant av intervjuet. I undersøkelsen har respondenten fått 10 svaralternativer, fra *ingen utdanning eller førskolenivå* til *forskernivå (20+)*, i tillegg til et alternativ som fanger opp *uoppgitt utdanningsinformasjon*. Denne kategorien har blitt operasjonalisert til 5 binære variabler: *fullført grunnskole (10 år)*, *mindre enn 3 år vgs utover grunnskole*, *fullført 3 år vgs*, *mer enn 3 år vgs* og *manglende data på utdanning*. Variabelen *manglende data på utdanning* er inkludert av samme grunn som Grasdahl og Monstad (2011). Av respondentene med manglende utdanningsinformasjon er det som regel en overrepresentasjon av innvandrere. Denne informasjonen er derfor inkludert og kontrolleres for i regresjonen. Elstad (2008) fremhever at utdanning og helse er koblet sammen på flere måter, der utdanning både er en direkte og indirekte årsak til en rekke prosesser for å generere god helse. Yrkesvalg er blant annet nært forbundet med utdanning, som igjen er en faktor som kan påvirke levekår og livsstil. Utdanning blir også sett på som humankapital i den forstand at man tilegner seg evner til å stadig sette seg inn i nye ting og ta i bruk kunnskap på en formålstjenlig måte. Slik kan utdanning være en bidragsyter for å tilegne seg korrekt kunnskap som er viktig for å skape og opprettholde et godt helsenivå. Utdanning vil også kunne «beskytte» mot situasjoner som påvirker helsen negativt. Lav eller manglende utdanning kan føre til at man i perioder av livet faller utenfor arbeidslivet. Slike situasjoner kan oppleves stressende og økonomisk belastende, og potensielt være en pådrivende faktor for lavere sosial stimuli (Elstad, 2008).

### ***Bosted***

Bosted er forventet å fange opp forskjeller i tilgangen til helsetjenester, da særlig spesialisttjenester er lokalisert i byer eller tettbygde strøk. Ettersom datamaterialet er fra 2015 er regionene inndelt på bakgrunn av den gamle fylkesinndelingen. I undersøkelsen er bosted inndelt i 7 kategorier. Til oppgavens analyse er to av disse kategoriene slått sammen, og

følgende binære bostedsvariabler er inkludert: *Oslo og Akershus, Hedmark og Oppland og Østlandet ellers, Sør-Østlandet, Sørvest, Vestlandet, Midt-Norge og Nord-Norge*. Både spørsmålsformuleringen i undersøkelsen, svaralternativene og inndelingen presentert er identisk som i undersøkelsen fra 2005.

### ***Tettsted***

Tettsted er i likhet med bosted forventet å fange opp forskjeller i tilgangen til helsetjenester. I tillegg er velstående mennesker oftere bosatt i byer eller områder med mange innbyggere. I undersøkelsen er dette spørsmålet inndelt i 7 kategorier. Den har deretter blitt omkodet til 3 variabler for og tilpasses analysen: *mellom 200-2.000 innbyggere, 2.000-20.000 innbyggere og 20.000 og oppover*. Folk bor mer sentralt enn tidligere, dette kan eksempelvis forklare en eventuell økning av bruk av spesialisthelsetjenesten, da disse er lokalisert mer sentralt.

### ***Sivilstatus***

Respondentene blir spurt om sivilstatus. På bakgrunn av dette er det blitt laget fem indikatorvariabler: *singel, gift, samboer, skilt og enke-/enkemann*. Som nevnt ovenfor er gifte menn mer tilbøyelig til å oppsøke lege enn single (Jordfald, 2011). Denne effekten er også tilstedeværende for enkemenn og skilte menn. I tillegg har gifte menn generelt bedre helse enn enslige. Forskning viser at enslige er mer ensomme enn personer bosatt med partner eller familie. Ensomhet er ofte en direkte konsekvens av manglende eller mindre sosial kontakt, og god sosial posisjon kan være en faktor som øker forventet levealder og forlenger god helse (Aartsen, Veenstra & Hansen, 2017). Med andre ord kan en persons sivilstatus føre til økt bruk av helsetjenester som følge av redusert helsetilstand på grunn av eksempelvis ensomhet.

### ***Aktivitetsstatus***

For å kartlegge respondentenes aktivitetsstatus i hverdagen er det laget 5 variabler som fanger opp dette: *arbeider (30 eller flere timer i uken), uføretrygdet, utfører verneplikt, student, deltidsarbeider og ikke yrkesaktiv*. Det er viktig å fange opp denne typen informasjon, da hverdagsaktivitet kan ha en direkte sammenheng med behov helsetjenester. Eksempelvis er det naturlig å forvente at personer som er uføre bruker helsetjenester mer enn ikke uføre, da det å være ufør som regel er forbundet med nedsatt helsetilstand. Det er også viktig å få frem at aktivitetsstatus kan fange opp et annet behov for helsetjenester. Dette kan for eksempel være behovet for en form for dokumentasjon som kun en lege kan utstede. Enkelte yrker krever blant annet at arbeidstakere gjennomfører synsprøve eller hørselsprøve for å verifisere at de er



arbeidsdyktige. Denne formen for behov er ikke direkte knyttet til personens sykkelighet, men vil fortsatt være utslagsgivende for bruken av helsetjenester.

### ***Fødeland***

Variabelen som beskriver respondentenes «fødeland» er inndelt i 3 indikatorvariabler: *født i Norge*, *født i Europa (utenfor Norge)* og *født utenfor Europa*. I følge Straiton, Arnesen og Reneflot (2018) er innvandrere mindre syke og bruker helsetjenester (både primær- og spesialisthelsetjenesten) i mindre grad enn den øvrige befolkningen, men det er forskjeller mellom innvandrergroppene. Blant annet vil helsen variere med eksempelvis opprinnelsesland, botid i Norge og grunnen for innvandringen. Færre innvandrere enn den øvrige befolkningen vurderer sin egen helse som *god* eller *svært god*. Straton et al. (2018) trekker også frem at det eksisterer flere barrierer for innvandrere i å ta i bruk helsetjenestene i Norge. Først og fremst er det lite informasjon om rettighetene til bruk av helse- og omsorgstjenester i befolkningen på andre språk enn norsk og engelsk. Det er også store kulturelle forskjeller når det kommer til hva som kategoriseres som tegn på sykdom og når en lege bør kontaktes. I tillegg er det manglende kunnskap og kompetanse blant helsepersonell om helseutfordringer hos innvandrere. Alle disse faktorene kan potensielt være utslagsgivende for bruken av helsetjenester, og det er derfor viktig å kontrollere for dette i analysen, spesielt med tanke på at det har vært en økning i antall innvandrere fra 2005 og 2015.

## **5.3 Deskriptiv statistikk**

I det følgende delkapittelet presenteres deskriptiv statistikk for alle variablene som blir brukt i analysen. Deskriptiv statistikk for de avhengige variablene presenteres i Tabell 5.1 og 5.2 og for de uavhengige variablene i Tabell 5.2. Denne informasjonen er også inkludert for utvalget i 2005.

Svarprosenten i levekårsundersøkelsen fra 2015 var 10 prosent lavere enn i 2005. Redusert svarprosent over tid er et globalt fenomen som blir løftet opp som et voksende problem (Meyer, Mok & Sullivan, 2015). Dokumentasjonsrapporten for levekårsundersøkelsen om helse fra 2019 ble nylig publisert (26.11.2020) og bekrefter at denne trenden ser ut til å fortsette, da svarprosenten er redusert med 1.7 prosent fra 2015 (Lunde & Lundgaard, 2020). Kilden til mangel på sammenlignbarhet er at prosessene som leder frem til utvalget er forskjellig. Om respondentene er tilbøyelig til å svare på samme måte i 2015 som i 2005, er utenfor vår kontroll.

Man kan allikevel forsøke å kaste lys på om det er noen slike forskjeller. Det er to vesentlighetsforskjeller mellom levekårsundersøkelsen i 2015 og 2005. Først og fremst er svarprosenten lavere i 2015. Om dette fører til at utvalget ikke lenger er representativt for befolkningen, kan det føre til forventningsskjevne estimat. Både for undersøkelsen i 2005 og 2015 er det konstruert vektorer for å korrigere for frafall. Vektene ble ikke benyttet i analysen til Grasdal og Monstad (2011) og blir derfor ikke benyttet i denne oppgaven. En annen vesentlig forskjell mellom undersøkelsen i 2015 og 2005 er spørsmålsformuleringen for bruk av legetjenester. Som nevnt er undersøkelsen endret i 2015 etter integreringen av EHIS2. Omformulerte spørsmål kan potensielt tenkes å være en kilde som fører til forskjellige svar fra respondentene. Dersom ulike svar oppstår kun på bakgrunn av at ordlyden i spørsmålsformuleringen er forskjellig, vil dette føre til at opplysninger som hypotetisk ville vært like på tvers av undersøkelsene, nå rapporteres forskjellig, og dette kan redusere sammenlignbarheten.

### 5.3.1 Deskriptiv statistikk avhengig variabler: Bruk av helsetjenester

TABELL 5.1: FORDELING AV BRUK AV HELSETJENESTER I 2015 OG 2005

	2015		2005	
	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt	St.avvik
Sannsynligheten for minst ett besøk hos fastlege	0.719		0.697	
Antall konsultasjoner hos fastlege	2.976	(4.507)	2.771	(4.548)
Sannsynligheten for minst ett besøk hos legespesialist <sup>a)</sup>	0.322		0.208	
Antall konsultasjoner hos legespesialist <sup>a)</sup>	0.896	(3.102)	0.448	(1.369)
Sannsynligheten for minst ett besøk hos privat legespesialist			0.157	
Antall konsultasjoner hos privat legespesialist			0.305	1.211)
<i>a) I 2015 inkluderer legespesialist både offentlig og private tjenester.</i>	<i>n=6937</i>		<i>n=3002</i>	
	50.5% av bruttoutvalget		60% av bruttoutvalget	

Gjennomsnittsverdien for antall konsultasjoner hos fastlege eller annen allmennlege er i 2015 2.9 konsultasjoner, det er en økning på 0.2 konsultasjoner fra 2005. Totalt har 72 prosent av utvalget hatt minst én konsultasjon hos primærhelsetjenesten de siste 12 månedene. Det er en marginal økning på 2 prosentpoeng fra 2005. En forklaring på at personer går mer til fastlege i 2015 kan være en økning i telefonkonsultasjoner, som respondentene har fått beskjed om å inkludere i totalantallet da de besvarte undersøkelsen. En annen teori kan være relasjonen til fastlegen. Da Grasdal og Monstad (2011) gjennomførte analysen på data fra 2005, var det ikke mange årene fastlegereformen fra 2001 hadde fått virke. I 2015 er det realistisk å forvente at en

stor andel av befolkningen har opparbeidet seg en fortrolig relasjon til sin fastlege. Dette kan potensielt være med på å senke terskelen for å gå til legen, særlig for personer som tidligere har hatt utfordringer med å skulle motta behandling av en ukjent lege.

I 2015 er gjennomsnittstallet for antall konsultasjoner hos legespesialist 0.89. Om man slår sammen gjennomsnittsverdien for offentlige og private spesialisttjenester i 2005, betyr det at det har vært en gjennomsnittlig økning på 0.14 konsultasjoner hos legespesialist i 2015. Det er et noe overraskende resultat at ikke konsultasjoner hos spesialist har økt mer, tatt i betraktning at langt flere har privat behandlingsforsikring og at det nå finnes flere private tilbud enn i 2005.

I Norge fungerer fastlegen som portvakt for videre konsultasjon gjennom henvisning til spesialisthelsetjenesten. Økning i bruk av legespesialist kan tenkes å være forklart på bakgrunn av økningen i bruk av fastlege. Ikke nødvendigvis fordi flere personer er syke, men rett og slett grunnet flere konsultasjoner og derav potensielt flere pasienter som krever ytterligere helsefaglig utredning. Når man derimot ser på sannsynligheten for å konsultere legespesialist i 2015, har denne gått ned i forhold til i 2005. 32 prosent av utvalget i 2015 har vært hos legespesialist for konsultasjon, som er nedgang på 4.3 prosentpoeng fra 2005. Dette impliserer at færre har konsultert legespesialist, men de som har gjort det, har flere konsultasjoner i 2015 enn i 2005.

TABELL 5.2: BRUK AV HELSETJENESTER I 2015 ETTER INNTEKTSKVINTILER

Inntektskvintiler	Fastlege		Legespesialist	
	Antall konsultasjoner	Sannsynligheten for minst ett besøk	Antall konsultasjoner	Sannsynligheten for minst ett besøk
1	3.728	0.695	1.115	0.289
2	3.231	0.742	0.895	0.316
3	2.719	0.706	0.749	0.328
4	2.840	0.735	0.847	0.321
5	2.350	0.717	0.875	0.353

Tabell 5.2 viser hvordan bruken av helsetjenester i 2015 i gjennomsnitt fordeler seg når populasjonen er inndelt i inntektskvintiler. Sannsynligheten for å oppsøke både fastlege og legespesialist er høyere for den øverste inntektskvintilen. I utgangspunktet er det overraskende at

fordelingen viser at sannsynligheten for å oppsøke fastlege er høyest blant den øvre inntektsgruppen, i gjennomsnitt. Basert på hva oppgaven har presentert så langt, er det ikke like overraskende at man observerer denne tendensen for legespesialist. Det er derimot den laveste inntektskvintilen som i gjennomsnitt har flest konsultasjoner hos begge legetjenestene. Man ser imidlertid en økning i, særlig for antall konsultasjoner hos legespesialist, i de to øverste inntektskvintilene.

### 5.3.2 Deskriptiv statistikk uavhengig variabler

TABELL 5.3: FORDELING ETTER BAKGRUNNSKJENNETEGN I 2015 OG 2005

	2015		2005	
	Gj.snitt	St.avvik	Gj.snitt	St.avvik
Mann, 16-29 år <sup>a)</sup>	0.126		0.130	
Mann, 30-44 år	0.134		0.161	
Mann, 45-59 år	0.149		0.149	
Mann, 60-69 år	0.097		0.067	
Kvinne, 16-29 år	0.124		0.124	
Kvinne, 30-44 år	0.130		0.157	
Kvinne, 45-59 år	0.149		0.142	
Kvinne, 60-69 år	0.090		0.069	
Manglende informasjon om utdanning	0.040		0.044	
Fullført grunnskole <sup>a)</sup>	0.209		0.116	
Mindre enn 3 år vgs utover grunnskole	0.092		0.272	
Fullført vgs (3 år)	0.299		0.298	
Mer enn 3 år vgs	0.360		0.270	
Ekvivalent husholdningsinntekt, log	12.780	(0.514)	12.347	(0.654)
Født i Norge <sup>a)</sup>	0.876		0.916	
Født i Europa (utenfor Norge)	0.067		0.048	
Født utenfor Europa	0.055		0.036	
Selvrapportert helse <i>veldig bra</i> <sup>a)</sup>	0.330		0.397	
Selvrapportert helse <i>bra</i>	0.491		0.441	
Selvrapportert helse <i>verken bra eller dårlig</i>	0.122		0.108	
Selvrapportert helse <i>dårlig</i>	0.048		0.042	
Selvrapportert helse <i>veldig dårlig</i>	0.009		0.011	
Antall spesifikke diagnoser	4.398	(4.686)	0.469	(0.973)
Ingen kroniske lidelser <sup>a)</sup>	0.689		0.659	
Kroniske lidelser, ingen begrensninger	0.175		0.041	
Kroniske lidelser, noen begrensninger	0.090		0.212	
Kroniske lidelser, betydelige begrensninger	0.046		0.088	
R1: Oslo og Akershus <sup>a)</sup>	0.172		0.221	

R2: Østlandet, ekskl. Oslo/Akershus	0.282	0.277
R3: Agder/Rogaland, Sørvest	0.147	0.129
R4: Hordaland/Sogn og F./Møre, Vestlandet	0.151	0.181
R5: Trøndelag, Midt-Norge	0.103	0.089
R6: Nord-Norge	0.146	0.103
Populasjonstetthet (200-2.000)	0.331	0.457
Populasjonstetthet (2.000-20.000)	0.247	0.253
Populasjonstetthet (> 20.000) <sup>a)</sup>	0.422	0.290
Gift	0.453	0.464
Samboer	0.167	0.183
Skilt	0.079	0.070
Enke-/mann	0.015	0.023
Singel <sup>a)</sup>	0.303	0.260
Arbeider over 30 timer i uken <sup>a)</sup>	0.608	0.567
Uføretrygdet	0.067	0.088
Student	0.078	0.088
Militær / utfører verneplikt	0.001	0.002
Deltidsarbeider	0.136	0.145
Ikke yrkesaktiv	0.111	0.110

<i>a) Referansekategori</i>	<i>n=6937</i> 50.5% av bruttoutvalget	<i>n=3002</i> 60% av bruttoutvalget
-----------------------------	--	--

Utvalget er jevnt fordelt med tanke på alder og kjønn. Den største andelen av utvalget er i alderen 45-59 år for både kvinner og menn (14.9 prosent for begge kjønn), mens den øvre aldergruppen 60-69 år utgjør den minste andelen (9.7 prosent for menn og 9 prosent for kvinner). Fordelingen er tilnærmet lik som i 2005, med noen få forskjeller. Det er blant annet en noe høyere andel i den øvre aldergruppen, 60-69 år, for både menn og kvinner. Andelen i aldersgruppen 30-44 år er derimot noe redusert for begge kjønn i 2015.

Den største andelen innenfor utdanningskategorien, 36 prosent, oppgir å ha utdanning på universitets- eller høyskolenivå. Deretter følger andelen som har fullført videregående skole, som utgjør 29.9 prosent av utvalget. 30.1 prosent av respondentene har fullført grunnskolen, men ikke alle 3 årene på videregående skole. Andelen uten utdanning eller med manglende informasjon om utdanning har holdt seg stabil og utgjør 4 prosent av utvalget i 2015, tilsvarende som i 2005. Hovedforskjellene for denne kategorien er at utdanningsnivået har gått opp. Man skulle kanskje forvente at dette trakk i retningen bedre helse, men denne økning kan ligge i de yngre aldersgruppene. Andelen med innvandrerbakgrunn er i 2015 12.4 prosent av utvalget, som er litt flere enn i 2005.

Fordelingen av selvrapportert helse i 2015 følger samme trend som i 2005. 49 prosent av utvalget rapporterer at helsen er *bra*, 33 prosent rapporterer at helsen er *veldig bra* og 17 prosent oppgir at helsen er *dårlig* eller *verken bra eller dårlig*. Kun 0.1 prosent av utvalget rapporterer at helsen er *veldig dårlig*. En noe lavere andel i 2015 rapporterer om *bra* eller *veldig bra* helse sammenlignet med gjennomsnittsverdiene fra 2005. Når det kommer til fordelingen av kroniske lidelser, har det vært en liten økning i andelen som rapporterer *ingen kroniske lidelser* i 2015. 69 prosent oppgir å ha ingen kroniske lidelser, mens kun 4.6 prosent oppgir at kroniske lidelser skaper *betydelig begrensninger* i hverdagen. Dette er allikevel nesten en halvering fra 2005 hvor 8.8 prosent av utvalget rapporterte om *betydelige begrensninger* i hverdagen. 17.5 prosent av utvalget i 2015 rapporterer å ha kroniske lidelser uten at det skaper begrensninger i hverdagen, som er langt flere enn i 2005. Ordlyden i spørsmålene som omfatter kroniske lidelser har blitt noe endret i 2015 sammenlignet med 2005. I utgangspunktet skal operasjonaliseringen av variablene fange opp den samme effekten, men med tanke på den store forskjellen er det grunn til å tro at respondentene har besvart spørsmålene på en litt annerledes måte. At det har vært en nedgang i andelen som rapporterer å ha *veldig bra* helse, kan henge sammen med et eldre utvalg.

Den største andelen av utvalget er bosatt på Østlandet (ekskl. Oslo og Akershus), den laveste andelen oppgir å være bosatt i Midt-Norge (Trøndelag). Sammenlignet med 2005, er fordelingen på tvers av alle de seks regionene tilnærmet likt som i 2015. Når det kommer til populasjonstetthet rapporterer 42.2 prosent å bo i tettbygde strøk (> 20 000 innbyggere), som er langt flere enn i 2005. Denne observasjonen kan tenkes å henge sammen med et utvalg med en betydelig større andel med høy utdanning.

62 prosent av utvalget rapporterer at de enten er gift eller har samboer, mens 9.4 prosent oppgir å enten være skilt eller enke-/mann. 30.3 prosent av utvalget er singel. Dette fordeler seg veldig likt som i 2005. 60.8 prosent av utvalget oppgir at de arbeider 30 timer eller mer i uken. Den resterende andelen på 40 prosent fordeler seg slik: 6.6 prosent er uføretrygdet, 7.7 prosent er studenter,  $\approx 0.1$  prosent utfører verneplikt, 13.6 prosent av utvalget jobber deltid og 11.1 prosent er ikke yrkesaktive. Totalt sett er det flere som jobber fulltid (over 30 timer i uken) og færre som er uføretrygdet og i deltidsjobb i 2015.

## 6. Resultat

I dette kapittelet presenteres resultatene fra den empiriske analysen. Kapittelet er tredelt, der første del består av resultater fra analysen på utfallene som beskriver bruk i primærhelsetjenesten (avsnitt 6.1). Deretter følger resultatene fra analysen på utfallene som omhandler bruk i spesialisthelsetjenesten (avsnitt 6.2). I den siste delen av dette kapittelet er konsentrasjonsindeksene dekomponert (avsnitt 6.3).

### 6.1 Sosial ulikhet i bruk av primærhelsetjenesten

Konsentrasjonsindeksen for faktisk bruk av helsetjenester (KI) viser hvordan bruken av helsetjenester fordeler seg i populasjonen når det ikke tas høyde for forskjeller i behov. Denne indeksen er presentert i Tabell 6.4 sammen med den behovsstandardiserte, horisontale indeksen (HI) for begge utfallene i primærhelsetjenesten. Deretter rapporteres margineffektene for «sannsynligheten for minst ett besøk hos fastlege» i Tabell 6.5 og insidensrate ratio (IRR) for «antall konsultasjoner hos fastlege» i Tabell 6.6. Med primærhelsetjenesten menes alle typer konsultasjoner hos fastlege eller annen allmennlege.

TABELL 6.4: KONSENTRASJONSINDEKSER FOR BRUK AV HELSETJENESTER I PRIMÆRHELSETJENESTEN

	<b>(KI)</b> Faktisk bruk <i>(ikke-standardisert)</i>	<b>(HI)</b> Horisontal Indeks <i>(behovsstandardisert)</i>
Sannsynligheten for minst ett besøk hos fastlege	0.0052 <i>1.20</i>	<b>0.0192</b> <i>4.64</i>
Antall konsultasjoner hos fastlege	<b>-0.0841</b> <i>-9.03</i>	0.0058 <i>0.58</i>

Indekser som er signifikante på minst 5% er markert i uthevet skrift, t-verdier står under indeksen i kursiv. Variabler (som beskriver behov) benyttet i estimeringen av HI er henholdsvis alder/kjønn, selvrappert helse, antall sykdommer og kroniske lidelser og dets begrensninger.

#### Sannsynligheten for minst ett besøk hos fastlege

Konsentrasjonsindeksen for faktisk bruk viser at det ikke er sosial ulikhet i sannsynligheten for å konsultere fastlege. Den horisontale indeksen, som tar høyde for behovsforskjeller, er derimot både positiv og signifikant. Med andre ord viser resultatene horisontal ulikhet i favør den øvre inntektsgruppen når det gjelder tilbøyeligheten til å oppsøke lege i primærhelsetjenesten. Dette resultatet er både overraskende og interessant, da tidligere norsk empiri (Grasdahl & Monstad,

2011; Vikum et al., 2012) ikke har funnet antydning til horisontal ulikhet i primærhelsetjenesten. Det samme gjelder for utenlandske studier (van Doorslaer & Masseria, 2004; Devaux & de Looper, 2012).

Estimeringen av konsentrasjonsindeksene er gjennomført med tilsvarende sett av behov- og behovsrelaterede variabler som i Grasdal og Monstad (2011). Utviklingen denne oppgaven avdekker kan henge sammen med en utviklingen der mange i arbeidslivet etterhvert har privat helseforsikring. Det kan også tenkes at den pro-rike tendensen er et resultat av en økning i bruk av screeningundersøkelser gjennomført i primærhelsetjenesten, da det er dokumentert at høyinntektsgrupper i større grad benytter seg av slike undersøkelser (Lunde et al., 2017). Allikevel er det viktig å understreke at denne analysen er gjennomført uten at individene er blitt vektet, og dette kan ha påvirket resultatene. Fosse (2017) har gjennomført en dekomponeringsanalyse med samme datamaterialet som brukes i denne oppgaven. I analysen benyttes personvektene for å korrigere for eventuelle skjevheter. Fosse oppnår i likhet med denne oppgaven en statistisk signifikant horisontal indeks i sannsynlighet for å oppsøke fastlege. Det er noen forskjeller mellom denne oppgaven og analysen til Fosse (2017), blant annet når det kommer til både valg og operasjonalisering av forklarings- og kontrollvariabler. Med andre ord vil ikke hennes resultatet garantere at min analyse fortsatt ville oppnådd en statistisk signifikant horisontal indeks ved bruk av individvektene. Samtidig taler det for resultatets gyldighet.

### **Antall konsultasjoner hos fastlege eller annen allmennlege**

Både norsk og internasjonal litteratur (jf. kap.3) finner at bruken av fastlege eller annen allmennlege er konsentrert blant lavinntektsgrupper. Konsentrasjonsindeksen for *faktisk bruk* (KI) i Tabell 6.4 bekrefter denne observasjonen. Indeksen for antall konsultasjoner hos fastlege er statistisk signifikant og negativ, som indikerer at det er en høyere konsentrasjon av helsetjenestebruk blant de laveste inntektsgruppene. Når analysen tar høyde for forskjeller i behov viser resultatene at den horisontale indeksen (HI) tar en positiv verdi. HI er ikke statistisk signifikant, og bekrefter derav at det ikke foreligger tegn på horisontal ulikhet i bruk av helsetjenester. Grasdal og Monstad (2011) rapporterer ikke konsentrasjonsindeksen for *faktisk bruk* for noen av helsetjenestene. I analysen av horisontal ulikhet finner de derimot heller ikke at estimatet for HI er statistisk signifikant forskjellig fra null, og bekrefter i likhet med denne analysen at det ikke eksistere horisontal ulikhet verken i favør lavinntekts- eller høyinntektsgrupper for dette utfallet.



TABELL 6.5: SANNSYNLIGHETEN FOR KONSULTASJON HOS FASTLEGE

	<b>Probit</b>			
	Koeffisientestimat	(std. err)	Marginaleffekter	(std. err)
Selvrapportert helse <i>bra</i>	<b>0.1258</b>	0.0375	<b>0.0401</b>	0.0119
Selvrapportert helse <i>verken bra eller dårlig</i>	<b>0.1359</b>	0.0674	<b>0.0419</b>	0.0200
Selvrapportert helse <i>dårlig eller veldig dårlig</i>	<b>0.5172</b>	0.1340	<b>0.1379</b>	0.0282
Mann, 30-44 år	-0.0549	0.0701	-0.0177	0.0230
Mann, 45-59 år	0.0657	0.0738	0.0206	0.0228
Mann, 60-69 år	<b>0.3214</b>	0.0881	<b>0.0933</b>	0.0229
Kvinne, 16-29 år	<b>0.5106</b>	0.0666	<b>0.1405</b>	0.0153
Kvinne, 30-44 år	<b>0.3579</b>	0.0749	<b>0.1036</b>	0.0193
Kvinne, 45-59 år	<b>0.2774</b>	0.0756	<b>0.0825</b>	0.0208
Kvinne, 60-69 år	<b>0.3866</b>	0.0938	<b>0.1096</b>	0.0230
Antall sykdommer	<b>0.0491</b>	0.0051	<b>0.0157</b>	0.0016
Kroniske lidelser, ingen begrensninger	<b>0.3831</b>	0.0491	<b>0.1115</b>	0.0128
Kroniske lidelser, noen begrensninger	<b>0.5762</b>	0.0845	<b>0.1526</b>	0.0175
Kroniske lidelser, betydelige begrensninger	<b>0.3696</b>	0.1321	<b>0.1040</b>	0.0318
Uføretrygdet	0.0764	0.1006	0.0238	0.0307
Student/utfører verneplikt	-0.0191	0.0748	-0.0061	0.0241
Deltidsarbeider	0.0388	0.0553	0.0122	0.0173
Ikke yrkesaktiv	0.0988	0.0661	0.0307	0.0200
Mindre enn 3 år vgs utover grunnskole	0.1101	0.0757	0.0341	0.0227
Fullført vgs (3 år)	<b>0.1265</b>	0.0504	<b>0.0397</b>	0.0155
Mer enn 3 år vgs	0.0014	0.0516	0.0004	0.0164
Manglende informasjon om utdanning	-0.0255	0.0905	-0.0082	0.0293
Østlandet, ekskl. Oslo/Akershus	0.0371	0.0547	0.0118	0.0173
Agder/Rogaland, Sørvest	-0.0181	0.0618	-0.0058	0.0199
Hordaland/Sogn og F./Møre, Vestlandet	0.0021	0.0626	0.0006	0.0200
Trøndelag, Midt-Norge	-0.0448	0.0687	-0.0145	0.0225
Nord-Norge	0.0487	0.0648	0.0154	0.0202
Populasjonstetthet (200-2.000)	0.0338	0.0453	0.0107	0.0143
Populasjonstetthet (2.000-20.000)	-0.0445	0.0431	-0.0142	0.0139
Gift	<b>0.1700</b>	0.0502	<b>0.0540</b>	0.0158
Samboer	<b>0.1209</b>	0.0532	<b>0.0375</b>	0.0160
Skilt	<b>0.2422</b>	0.0766	<b>0.0719</b>	0.0209
Enke-/mann	-0.0304	0.1505	-0.0098	0.0490
Født i Europa (utenfor Norge)	0.0790	0.1623	0.0246	0.0494
Født utenfor Europa	-0.0566	0.1751	-0.0184	0.0578
Ekvivalent husholdningsinntekt, log	<b>0.1314</b>	0.0363	<b>0.0420</b>	0.0116

Marginaleffekter i uthevet skrift indikerer signifikansnivå på minst 5%. Standardfeil er notert i parentes.

### **Sannsynligheten for minst ett besøk hos fastlege**

Det er først og fremst variablene som beskriver respondentenes selvrapporterte helse og nivået av begrensninger som følge av kroniske lidelser, i tillegg til alder- og kjønnsdummyene, som er positivt korrelert med sannsynligheten for å oppsøke fastlege. Et individ som rapporterer å ha *dårlig* eller *veldig dårlig* helse har 13.8 prosent større sannsynlighet for å konsultere fastlege enn en person med *veldig bra helse*. Det å være kvinne, uavhengig av alder, gjør at sannsynligheten for å konsultere fastlegen er større enn hvis du er mann i alderen 16-29 år. Denne effekten er særlig fremtredende for kvinner i reproduktiv alder, men er også å observere for kvinner i alderen 60-90 år, som har 11 prosent høyere sannsynlighet for konsultasjon enn referanse kategorien. Det å være mann i alderen 60-69 år øker også sannsynligheten for konsultasjon hos fastlege med 9.3 prosent i forhold til referanse kategorien. I motsetning til analysen av *antall* konsultasjoner hos fastlege, hvor det ikke blir observert signifikant effekt for verken kvinner eller menn i alderen 60-69 år, er begge variablene statistisk signifikante for dette utfallet. Med tanke på at behovet for helsetjenester øker med alderen, er det å forvente at tilbøyeligheten for å oppsøke fastlege opptrer signifikant i dette aldersintervallet.

Av variablene som beskriver individenes utdanning, er det kun *fullført vgs (3 år)* som er signifikant korrelert med sannsynligheten for å oppsøke fastlege, men effekten er lav, kun 4 prosent økning i sannsynlighet i forhold til referanse kategorien (fullført grunnskole). Verken variablene som beskriver aktivitetsstatus, bostedsregion eller populasjonstetthet virker å være signifikant korrelert med sannsynligheten for å oppsøke fastlege.

Det å være gift i forhold til å være i referanse kategorien singel øker sannsynligheten for å oppsøke fastlege med 5.4 prosent. Effekten av å være samboer er også signifikant positiv og øker sannsynligheten for konsultasjon med 3.7 prosent. Individene som oppgir å være skilt er mer tilbøyelig til å oppsøke fastlege i forhold til referanse kategorien. Resultatene viser at inntekt, målt som logaritmen til ekvivalent husholdningsinntekt, er positivt korrelert med sannsynligheten for å oppsøke fastlege. Med tanke på resultatene i Tabell 6.1 er dette en effekt å forvente, da den horisontale indeksen indikerer at individer i høyinntektsgrupper er mer tilbøyelig til å oppsøke fastlege.

TABELL 6.6: REGRESJONSRESULTAT, ANTALL KONSULTASJONER HOS FASTLEGE

	<b>NegBin II</b>			
	Koeffisientestimat	(std. err)	Insidensrate ratio (IRR)	(std. err)
Selvrapportert helse <i>bra</i>	<b>0.2215</b>	(0.0381)	<b>1.2480</b>	(0.0410)
Selvrapportert helse <i>verken bra eller dårlig</i>	<b>0.3733</b>	(0.0579)	<b>1.4525</b>	(0.0728)
Selvrapportert helse <i>dårlig eller veldig dårlig</i>	<b>0.6373</b>	(0.0912)	<b>1.8915</b>	(0.1361)
Mann, 30-44 år	-0.0382	(0.0864)	0.9624	(0.0596)
Mann, 45-59 år	-0.0482	(0.0774)	0.9529	(0.0776)
Mann, 60-69 år	0.1115	(0.0849)	1.1180	(0.0811)
Kvinne, 16-29 år	<b>0.4635</b>	(0.0740)	<b>1.5897</b>	(0.0884)
Kvinne, 30-44 år	<b>0.4012</b>	(0.0757)	<b>1.4937</b>	(0.0923)
Kvinne, 45-59 år	0.1179	(0.0784)	1.1251	(0.0706)
Kvinne, 60-69 år	0.1138	(0.0875)	1.1206	(0.0836)
Antall sykdommer	<b>0.0568</b>	(0.0037)	<b>1.4183</b>	(0.0036)
Kroniske lidelser, ingen begrensninger	<b>0.3495</b>	(0.0406)	<b>0.3925</b>	(0.0517)
Kroniske lidelser, noen begrensninger	<b>0.5708</b>	(0.0556)	<b>1.7698</b>	(0.0890)
Kroniske lidelser, betydelige begrensninger	<b>0.5966</b>	(0.0782)	<b>1.8159</b>	(0.1319)
Uføretrygdet	-0.0198	(0.0673)	0.9803	(0.0600)
Student/utfører verneplikt	-0.0773	(0.0856)	0.9255	(0.0576)
Deltidsarbeider	-0.0265	(0.0560)	1.0268	(0.0433)
Ikke yrkesaktiv	0.0773	(0.0571)	1.0803	(0.0523)
Mindre enn 3 år vgs utover grunnskole	-0.0336	(0.0599)	0.9668	(0.0549)
Fullført vgs (3 år)	0.0079	(0.0460)	1.0079	(0.0399)
Mer enn 3 år vgs	<b>-0.0814</b>	(0.0458)	<b>0.9218</b>	(0.0375)
Manglende informasjon om utdanning	0.0001	(0.1285)	1.0000	(0.0772)
Østlandet, ekskl. Oslo/Akershus	-0.0246	(0.0514)	0.9756	(0.0426)
Agder/Rogaland, Sørvest	0.0062	(0.0576)	1.0063	(0.0498)
Hordaland/Sogn og F./Møre, Vestlandet	-0.0036	(0.0610)	0.9963	(0.0503)
Trøndelag, Midt-Norge	<b>-0.1259</b>	(0.0664)	<b>0.8816</b>	(0.0498)
Nord-Norge	-0.0466	(0.0617)	0.9544	(0.0502)
Populasjonstetthet (200-2.000)	0.0031	(0.0401)	1.0032	(0.0366)
Populasjonstetthet (2.000-20.000)	-0.0059	(0.0390)	0.9940	(0.0342)
Gift	<b>0.1154</b>	(0.0465)	<b>1.1223</b>	(0.0449)
Samboer	0.0611	(0.0473)	1.0630	(0.0452)
Skilt	<b>0.1613</b>	(0.0574)	<b>1.1750</b>	(0.0666)
Enke-/mann	0.1494	(0.1397)	1.1612	(0.1323)
Født i Europa (utenfor Norge)	0.1504	(0.1293)	1.1624	(0.1383)
Født utenfor Europa	-0.1224	(0.1439)	0.8847	(0.1158)
Ekvivalent husholdningsinntekt, log	0.0228	(0.0387)	1.0231	(0.0306)

Margineffekter i uthevet skrift indikerer signifikansnivå på minst 5%. Standardfeil er notert i parentes.

### **Antall konsultasjoner hos fastlege eller annen allmennlege**

De tre variablene innenfor kategorien «selvrapportert helse» har alle en statistisk signifikant positiv effekt på forventningsverdien  $y_i$ , og denne effekten er økende med nedgangen i rapportert helsetilstand. Individer som oppgir å ha *dårlig* eller *veldig dårlig* helse har 89.1 prosent høyere forventningsverdi til  $y_i$  enn individer i referansekategorien (individer med *veldig bra* helse). Kvinner i reproduktiv alder forventes å ha flere konsultasjoner hos fastlege enn referansekategorien. Denne effekten er signifikant for begge de nedre alderskategoriene for kvinner, men sterkest for de yngste kvinnene (16-29 år), som har 59 prosent høyere forventningsverdi til  $y_i$  enn menn i alderen 16-29 år. Variablene som beskriver antall spesifikke diagnoser og begrensninger som følge av kroniske lidelser har alle en signifikant positiv effekt på antallet konsultasjoner hos fastlege, med unntak av de individene som ikke opplever noen begrensninger som følge av kroniske lidelser. Det observeres også en positiv, signifikant sammenheng mellom variabelen *antall sykdommer* på brukerfrekvensen.

Det fremgår av resultatene at respondentenes aktivitetsstatus ikke har signifikant effekt på brukerfrekvensen av fastlege. Tilsvarende sammenheng observeres for individer uten høyere utdanning, mens individer med utdanning utover 3-årig vgs har 8 prosent lavere forventningsverdi til  $y_i$  i forhold til individer i referansekategorien (fullført grunnskole). Dette resultatet gir mening med tanke på tidligere empiri, der bruken av fastlege er konsentrert blant lavere sosioøkonomiske grupper (Grasdahl & Monstad, 2011; Vikum et al., 2012). Bosted viser seg å ikke påvirke forventningsverdien til  $y_i$ , verken positivt eller negativt, med unntak av variabelen som beskriver individer som er bosatt i Midt-Norge. Denne variabelen reduserer forventningsverdi til antall konsultasjoner hos fastlege med 12 prosent, sammenlignet med referansekategorien (individer bosatt i Oslo/Akershus). Både individer som har vært og er gift har en positiv signifikant effekt på bruken av fastlege. Verken fødeland eller inntekt observeres å ha signifikant sammenheng med bruken av fastlege.

## **6.2 Sosial ulikhet i bruk av spesialisthelsetjenesten**

Den andre delen av resultatkapittelet tar for seg resultatene fra analysen av spesialisthelsetjenesten. I likhet med avsnitt 6.1 presenteres konsentrasjonsindeksene for begge utfallene, i tillegg til marginaleffektene for «sannsynligheten for minst ett besøk hos legespesialist» og insidensrate ratio (IRR) for «antall konsultasjoner hos legespesialist». Spesialisthelsetjenesten innebærer konsultasjon hos både private og offentlig tjenester. I

likhet med primærhelsetjenesten er det estimert konsentrasjonsindekser for *faktisk* og *behovsforventet* bruk for begge utfallene. Resultatene er presentert i Tabell 6.7.

TABELL 6.7: KONSENTRASJONSINDEKSER FOR BRUK AV HELSETJENESTER I SPESIALISTHELSETJENESTEN

	<b>(KI)</b> Faktisk bruk <i>(ikke-standardisert)</i>	<b>(HI)</b> Horizontal Indeks <i>(behovsstandardisert)</i>
Sannsynligheten for minst ett besøk hos legespesialist	<b>0.0381</b> <i>3.79</i>	<b>0.0656</b> <i>6.87</i>
Antall konsultasjoner hos legespesialist	-0.0387 <i>-1.46</i>	<b>0.0526</b> <i>1.96</i>

Indekser som er signifikante på minst 5% er markert i uthvet skrift, t-verdier står under indeksen i kursiv. Variabler (som beskriver behov) benyttet i estimeringen av HI er henholdsvis alder/kjønn, egenrapport helse, antall sykdommer og kroniske lidelser og dets begrensninger.

### Sannsynligheten for minst ett besøk hos legespesialist

De estimerte konsentrasjonsindeksene for sannsynligheten for minst ett besøk hos legespesialist er begge statistisk signifikante. Dette viser at fordelingen av spesialisthelsetjenester i populasjonen, når individene er rangert etter inntektsstørrelse, er i favør høyinntektsgrupper. Når analysen tar høyde for forskjeller i behov for helsetjenester mellom individene forblir ikke indeksen bare positiv, den øker i størrelse. Med andre ord finner denne analysen en pro-rik ulikhet i sannsynligheten for å oppsøke legespesialist i 2015. Dette resultatet avslører at tendensen Grasdahl og Monstad (2011) avdekket for bruk av spesialisttjenester i 2005 fortsatt er tilstede 10 år etter. Fremveksten av private behandlingssikringer, gjennom både arbeidsgiver og privat, har økt. Det samme gjelder for private helsetjenester. Dette kan være en grunn til denne vedvarende inntektsrelaterede ulikheten. Som nevnt tidligere i oppgaven innebærer bruk av spesialisthelsetjenester i denne analysen, både private og offentlige tjenester. Det vil derav ikke være mulig å vektlegge i hvilken av tjenestene den observerte ulikheten er størst. På tilsvarende måte som med fastlegeanalysen ville det vært interessant og sett utslaget av vekting. Som argumentert for ovenfor vil ikke resultatene til Fosse (2017), som oppnår en statistisk signifikant HI for dette utfallet, være tilstrekkelig grunnlag for å påstå at dette resultatet ville vært signifikant med vekting. Men den vektete analysen til Fosse (2017) kan benyttes som et bidrag for til understøtte at tendensen jeg avdekker, faktisk stemmer.

## Antall konsultasjoner hos legespesialist

I analysen av antall konsultasjoner hos legespesialist viser den faktiske (ikke standardiserte) konsentrasjonsindeksen (KI) at bruken er konsentrert blant lavinntektsgrupper, men indeksen er ikke statistisk signifikant. Det blir den imidlertid når det tas hensyn til behov i estimeringsprosessen, og som det fremkommer av resultatene tar indeksen en positiv verdi. Dette indikerer at bruken av spesialisttjenester er konsentrert blant de øvre inntektsgruppene i populasjonen, og man har horisontal ulikhet i bruk ettersom behovet i utgangspunktet tilsier at personer med lavere inntekt bør benytte helsetjenester i større utstrekning enn person med høy inntekt. Grasdahl og Monstad (2011) finner ikke horisontal ulikhet i antall konsultasjoner hos verken privatpraktiserende eller offentlige legespesialist. Resultatene fra denne analysen peker i retning av en endring i fordelingen av spesialisthelsetjenester når det kommer til brukerfrekvensen i spesialisthelsetjenesten. Det er nødvendig å rette fokus på forskjellene i utvalget som en mulig faktor for den observerte ulikheten. Sammenlignet med utvalget i 2005 er det flere med høy utdanning og flere som er i fulltidsjobb i 2015. Dette kan bety at en større andel er dekket av arbeidsgiverfinansiert forsikring. Denne gruppen kjennetegnes også av å ha mer kjennskap til helsefremmende atferd, i tillegg til gode kommunikasjonsevner. Alle disse faktorene kan tenkes å være en drivkraft for økt bruk, selv om behovet i utgangspunktet tilsier at denne andelen av populasjonen, i gjennomsnitt, har et lavere behov for legetjenester. Som argumentert for ovenfor, ville det vært interessant å gjennomført en vektet analyse på dette utfallet, særlig da Fosse (2017) ikke oppnår en statistisk signifikant horisontal indeks for dette utfallet.

TABELL 6.8: MARGINALEFFEKTER, SANNSYNLIGHETEN FOR KONSULTASJON HOS LEGESPESIALIST

	Probit			
	Koeffisientestimat (std. err)		Marginaleffekter (std. err)	
Selvrapportert helse <i>bra</i>	<b>0.1408</b>	(0.0390)	<b>0.0495</b>	(0.0137)
Selvrapportert helse <i>verken bra eller dårlig</i>	<b>0.2091</b>	(0.0617)	<b>0.0761</b>	(0.0231)
Selvrapportert helse <i>dårlig eller veldig dårlig</i>	<b>0.3784</b>	(0.0937)	<b>0.1420</b>	(0.0367)
Mann, 30-44 år	-0.1173	(0.0772)	-0.0403	(0.0259)
Mann, 45-59 år	0.0568	(0.0776)	0.0201	(0.0278)
Mann, 60-69 år	<b>0.2170</b>	(0.0873)	<b>0.0793</b>	(0.0329)
Kvinne, 16-29 år	<b>0.2514</b>	(0.0695)	<b>0.0921</b>	(0.0263)
Kvinne, 30-44 år	<b>0.3426</b>	(0.0760)	<b>0.1268</b>	(0.0292)
Kvinne, 45-59 år	<b>0.2401</b>	(0.0769)	<b>0.0876</b>	(0.0289)
Kvinne, 60-69 år	<b>0.3076</b>	(0.0900)	<b>0.1139</b>	(0.0346)
Antall sykdommer	<b>0.0255</b>	(0.0042)	<b>0.0089</b>	(0.0015)

Kroniske lidelser, ingen begrensninger	<b>0.3925</b>	(0.0435)	<b>0.1451</b>	(0.0166)
Kroniske lidelser, noen begrensninger	<b>0.6243</b>	(0.0640)	<b>0.2379</b>	(0.0251)
Kroniske lidelser, betydelige begrensninger	<b>0.3707</b>	(0.0948)	<b>0.1391</b>	(0.0372)
Uføretrygdet	0.0550	(0.0782)	0.0195	(0.0281)
Student/utfører verneplikt	0.0975	(0.0775)	0.0349	(0.0283)
Deltidsarbeider	0.0049	(0.0524)	0.0017	(0.0184)
Ikke yrkesaktiv	0.0810	(0.0598)	0.0289	(0.0216)
Mindre enn 3 år vgs utover grunnskole	<b>0.2246</b>	(0.0680)	<b>0.0822</b>	(0.0257)
Fullført vgs (3 år)	<b>0.1393</b>	(0.0494)	<b>0.0496</b>	(0.0178)
Mer enn 3 år vgs	<b>0.1814</b>	(0.0504)	<b>0.0645</b>	(0.0181)
Manglende informasjon om utdanning	-0.0175	(0.0978)	-0.0061	(0.0341)
Østlandet, ekskl. Oslo/Akershus	-0.0260	(0.0525)	-0.0091	(0.0183)
Agder/Rogaland, Sørvest	-0.0944	(0.0601)	-0.0326	(0.0204)
Hordaland/Sogn og F./Møre, Vestlandet	0.0014	(0.0608)	0.0005	(0.0214)
Trøndelag, Midt-Norge	-0.0682	(0.0677)	-0.0236	(0.0231)
Nord-Norge	-0.0784	(0.0633)	-0.0271	(0.0216)
Populasjonstetthet (200-2.000)	-0.0411	(0.0439)	-0.0143	(0.0152)
Populasjonstetthet (2.000-20.000)	-0.0565	(0.0418)	-0.0198	(0.0145)
Gift	<b>0.1344</b>	(0.0491)	<b>0.0474</b>	(0.0173)
Samboer	0.0942	(0.0515)	0.0336	(0.0186)
Skilt	<b>0.2036</b>	(0.0685)	<b>0.0743</b>	(0.0258)
Enke-/mann	0.0749	(0.1376)	0.0268	(0.0500)
Født i Europa (utenfor Norge)	-0.0255	(0.1535)	-0.0089	(0.0533)
Født utenfor Europa	-0.1068	(0.1682)	-0.0366	(0.0561)
Ekvivalent husholdningsinntekt, log	<b>0.1531</b>	(0.0373)	<b>0.0532</b>	(0.0131)

Koeffisientestimat og marginaleffekter i uthevet skrift indikerer signifikansnivå på minst 5%. Standardfeil er notert i parentes.

### Sannsynligheten for minst ett besøk hos legespesialist

Variablene som beskriver individenes behov for helsetjenester er signifikant korrelert med sannsynligheten for å konsultere legespesialist. Individuer som oppgir å ha *dårlig* eller *veldig dårlig* helse har 14.2 prosent høyere sannsynlighet for å konsultere legespesialist enn referansekategorien (individer som oppgir å ha *svært bra* helse). Denne prosentvise effekten er dobbelt så stor for individer som oppgir å ha *verken bra* eller *dårlig* helse. Alder og kjønn er som forventet signifikant korrelert med sannsynligheten for å oppsøke legespesialist. I forhold til analysen for fastlege, hvor effekten er størst blant kvinner i reprodutiv alder, viser resultatene at de øvre aldergruppene har fått en mer betydelig effekt. For kvinner i alderen 60-69 år er sannsynligheten for å konsultere spesialist 11.3 prosent høyere enn for referansekategorien (mann i alderen 16-29 år). Også menn i alderen 60-69 år har høyere sannsynlighet for å konsultere legespesialist enn referansekategorien. Det observeres en positiv

signifikant sammenheng mellom kroniske lidelser, antall sykdommer og sannsynligheten for å konsultere legespesialist.

Individenes aktivitetsstatus ser ikke ut til å være assosiert med sannsynligheten for konsultasjon hos legespesialist. Når det kommer til individenes utdanningsnivå, observeres det en signifikant korrelasjon mellom høy utdanning og bruken av legespesialist. Individuer som har fullført videregående skole (3 år) har 5 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke spesialist. Denne effekten øker for individer med utdanning utover vgs., som har 6.4 prosent høyere sannsynlighet for å konsultere sammenlignet med referansekategorien (fullført grunnskole). Individuer med manglende informasjon om utdanning eller ingen utdanning har  $\approx 1$  prosent lavere sannsynlighet for å konsultere legespesialist enn referansekategorien.

I likhet med analysen i avsnitt 6.1 er ingen av variablene som beskriver bosted, populasjonstetthet eller fødeland korrelert med sannsynligheten for å besøke legespesialist. Det å være gift eller skilt er derimot positivt assosiert med sannsynligheten for konsultasjon. Det å være gift øker sannsynligheten for å besøke legespesialist med 4.7 prosent i forhold til individer som er single. Effekten øker for individer som er skilt, som har 7.4 prosent høyere sannsynlighet for konsultasjon. I likhet med analysen for fastlege viser resultatene at inntekt er positivt og statistisk signifikant korrelert med sannsynligheten for å konsultere legespesialist.

TABELL 6.9: REGRESJONSRESULTAT, ANTALL KONSULTASJONER HOS FASTLEGE

	NegBin II			
	Koeffisientestimat (std. err)		Insidensrate ratio (IRR) (std. err)	
Selvrapportert helse <i>bra</i>	<b>0.3626</b>	(0.0865)	<b>1.4370</b>	(0.0914)
Selvrapportert helse <i>verken bra eller dårlig</i>	<b>0.4741</b>	(0.1174)	<b>1.6066</b>	(0.1552)
Selvrapportert helse <i>dårlig eller veldig dårlig</i>	<b>0.9461</b>	(0.1932)	<b>2.5757</b>	(0.3379)
Mann, 30-44 år	-0.1204	(0.1722)	0.8865	(0.1085)
Mann, 45-59 år	<b>0.2539</b>	(0.1722)	<b>1.2891</b>	(0.1598)
Mann, 60-69 år	0.1211	(0.1752)	1.1287	(0.1596)
Kvinne, 16-29 år	<b>0.4981</b>	(0.1813)	<b>1.6456</b>	(0.1802)
Kvinne, 30-44 år	<b>0.3661</b>	(0.1641)	<b>1.4421</b>	(0.1760)
Kvinne, 45-59 år	0.2114	(0.1597)	1.2355	(0.1544)
Kvinne, 60-69 år	0.1998	(0.1880)	1.2211	(0.1769)
Antall sykdommer	<b>0.0502</b>	(0.0088)	<b>1.0515</b>	(0.0071)
Kroniske lidelser, ingen begrensninger	<b>0.5908</b>	(0.0890)	<b>1.8054</b>	(0.1226)
Kroniske lidelser, noen begrensninger	<b>0.9365</b>	(0.1207)	<b>2.5511</b>	(0.2390)



Kroniske lidelser, betydelige begrensninger	<b>0.6904</b>	(0.1678)	<b>1.9945</b>	(0.2703)
Uføretrygdet	-0.0180	(0.1299)	0.9820	(0.1119)
Student/utfører verneplikt	<b>0.3889</b>	(0.2064)	<b>1.4754</b>	(0.1781)
Deltidsarbeider	0.1004	(0.1081)	1.1057	(0.0908)
Ikke yrkesaktiv	<b>0.2632</b>	(0.1237)	<b>1.3011</b>	(0.1224)
Mindre enn 3 år vgs utover grunnskole	-0.0163	(0.1206)	0.9837	(0.1091)
Fullført vgs (3 år)	0.0572	(0.1093)	1.0588	(0.0827)
Mer enn 3 år vgs	0.0098	(0.1006)	1.0099	(0.0811)
Manglende informasjon om utdanning	<b>-0.6363</b>	(0.1958)	<b>0.5292</b>	(0.0870)
Østlandet, ekskl. Oslo/Akershus	<b>-0.2039</b>	(0.1246)	<b>0.8155</b>	(0.0671)
Agder/Rogaland, Sørvest	<b>-0.2123</b>	(0.1440)	<b>0.8086</b>	(0.0766)
Hordaland/Sogn og F./Møre, Vestlandet	0.0196	(0.1546)	1.0198	(0.0969)
Trøndelag, Midt-Norge	<b>-0.2740</b>	(0.1526)	<b>0.7602</b>	(0.0813)
Nord-Norge	<b>-0.2143</b>	(0.1481)	<b>0.8070</b>	(0.0809)
Populasjonstetthet (200-2.000)	<b>-0.1486</b>	(0.0983)	<b>0.8619</b>	(0.0599)
Populasjonstetthet (2.000-20.000)	<b>-0.2608</b>	(0.0889)	<b>0.7703</b>	(0.0513)
Gift	<b>0.1585</b>	(0.1061)	<b>1.1716</b>	(0.0897)
Samboer	0.1251	(0.1091)	1.1333	(0.0926)
Skilt	0.1400	(0.1304)	1.1503	(0.1234)
Enke-/mann	0.1365	(0.2451)	1.1462	(0.2435)
Født i Europa (utenfor Norge)	-0.4059	(0.2149)	0.6663	(0.1625)
Født utenfor Europa	0.0166	(0.2872)	1.0167	(0.2744)
Ekvivalent husholdningsinntekt, log	<b>0.1529</b>	(0.0867)	<b>1.1652</b>	(0.0676)

Koeffisientestimat og insidensrate ratio (IRR) i uthevet skrift indikerer signifikansnivå på minst 5%. Standardfeil er notert i parentes.

## Antall konsultasjoner hos legespesialist

Alle variablene som beskriver selvrapportert helse har, som forventet, en signifikant positiv effekt på antall konsultasjoner hos legespesialist. Det å rapportere og ha *dårlig* eller *veldig dårlig* helse øker forventningsverdien til  $y_i$  med 157.6 prosent i forhold til referansekategorien (individer som oppgir å ha *veldig bra* helse). Økningen av forventningsverdien er på ingen måte like stor for individer som oppgir å ha *bra* eller *verken bra eller dårlig* helse, men den er fortsatt fremtredende. For menn er det kun aldersgruppen 45-59 år som har en signifikant effekt på hyppighet i bruk av legespesialist, med forventningsverdi på 28.9 prosent sammenlignet med menn i alderen 16-29 år. De resterende aldersgruppene for menn og de to øvre aldergruppene for kvinner, ser ikke ut til å være forbundet med frekvensavgjørelsen for bruk av legespesialist. Kvinner i reprodutiv alder har, som for fastlegeanalysen, en signifikant effekt på hyppighet i bruk av legespesialist sett i forhold til referansekategorien. Det observeres en signifikant sammenheng mellom kroniske lidelser og antall sykdommer på brukerfrekvensen. Størrelsen

på funnene er større enn for fastlegekonsultasjoner, som kan tyde på at individer med kroniske lidelser er tettere koblet til spesialisthelsetjenesten.

Til forskjell fra fastlegeanalysene er nå to av variablene som beskriver respondentenes aktivitetsstatus forbundet med økning i frekvensavgjørelsen. Det å stå utenfor arbeidslivet, representert ved variabelen *ikke yrkesaktiv*, øker forventningsverdien til  $y_i$  med 30 prosent i forhold til individer som arbeider *over 30 timer/uken*. Det å ikke være yrkesaktiv kan forklares av flere grunner som potensielt kan være en kilde for økt behov for spesialisthelsetjenester. Dårlig helse er eksempelvis en grunn til å ikke ha muligheten til å jobbe. Dette vil naturlig nok høyst sannsynlig være forbundet med et høyere behov for helsetjenester. En IRR-verdi på 1.4754 tilsier at studenter eller individer som utfører verneplikt øker forventningsverdien til antall besøk hos legespesialist med 47.5 prosent. Dette er et noe overraskende funn, da variabelen i stor grad innebefatter yngre personer. Det observeres ingen signifikant sammenheng mellom utdanning og bruken av legespesialist, med unntak av variabelen som fanger opp informasjon om manglende utdanning, som forventes å redusere forventningsverdien til  $y_i$  med 47.1 prosent. Dette resultatet stemmer overens med det litteraturen sier om økt bruk av spesialisttjenester blant andelen med høy utdanning (jf. kapittel 3).

Det observeres en tydelig effekt mellom variablene som beskriver bosted og populasjonstetthet og frekvensen i bruk av legespesialist. Alle regionene med unntak av Vestlandet (Hordaland, Sogn og Fjordane og Møre og Romsdal) reduserer forventningsverdien til  $y_i$  i forhold til referansekategori (Oslo og Akershus). Med andre ord er det grunn til å tro at tilgjengeligheten til behandlingsstedet påvirker den forventede brukerfrekvensen negativt. Dette samsvarer med funnene til Iversen og Kopperud (2005), som finner at reiseavstanden til behandlingsstedet har en effekt på antall konsultasjoner hos privatpraktiserende legespesialist.

Variablene som beskriver sivilstatus er positive, men kun *skilt* har en signifikant effekt på kontakthypigheten med legespesialist. Er man skilt øker dette forventningsverdien til  $y_i$  med 15 prosent i forhold til individer som er single. Det observeres ingen sammenheng mellom *fødeland* og frekvensen i bruk. Resultatene viser at det derimot er en positiv signifikant sammenheng mellom inntekt og bruk av legespesialist. Denne inntektseffekten var å forvente, da analysen har avdekket horisontal ulikhet i favør høyinntektsgrupper.

## 6.3 Dekomponering

I dette delkapittelet blir resultatene fra dekomponeringsanalysen presentert. Dekomponeringen er gjennomført for alle fire utfallene, men jeg har valgt å diskutere følgende to; «sannsynligheten for minst ett besøk hos fastlege» og sannsynligheten for minst ett besøk hos legespesialist» i dette kapittelet.<sup>9</sup>

### 6.3.1 Dekomponere «sannsynligheten for minst ett besøk hos fastlege»

Konsentrasjonsindeksen (KI) til sannsynligheten for å konsultere fastlegen viste ingen tegn til sosial ulikhet, verken i favør høy- eller lavinntektsgruppene. Den horisontale indeksen, HI=0.0192, er statistisk signifikant og i favør høyinntektsgrupper. Dette er et interessant resultat da tidligere forskning ikke har avdekket horisontal ulikhet i bruk av primærhelsetjenesten (Grasdal & Monstad, 2011). En statistisk signifikant positiv HI kan tyde på at det er andre faktorer enn behovet for tjenester som er med på å påvirke fordelingen av helsetjenester i populasjonen. I Tabell 6.7 presenteres resultatene fra dekomponeringen av sannsynligheten for å konsultere fastlege.

TABELL 6.10: DEKOMPONERING, SANNSYNLIGHETEN FOR MINST ETT BESØK HOS FASTLEGE

	Elastisitet	CI	Bidrag	%-vis bidrag
Selvrapportert helse <i>bra</i>	0.0274	-0.0003	-0.0000	-0.0017
Selvrapportert helse <i>verken bra eller dårlig</i>	0.0070	-0.0893	-0.0006	-0.1200
Selvrapportert helse <i>dårlig eller veldig dårlig</i>	0.0109	-0.2674	-0.0029	-0.5555
Mann, 30-44 år	-0.0033	-0.0078	0.0000	0.0049
Mann, 45-59 år	0.0042	0.1423	0.0006	0.1158
Mann, 60-69 år	0.0126	0.2136	0.0027	0.5125
Kvinne, 16-29 år	0.0241	-0.2744	-0.0066	-1.2571
Kvinne, 30-44 år	0.0187	-0.0640	-0.0012	-0.2278
Kvinne, 45-59 år	0.0170	0.1312	0.0022	0.4248
Kvinne, 60-69 år	0.0138	0.1263	0.0017	0.3318
Antall sykdommer	0.0960	-0.1150	-0.0110	-2.0954
Kroniske lidelser, ingen begrensninger	0.0271	0.0637	0.0017	0.3283
Kroniske lidelser, noen begrensninger	0.0190	-0.1117	-0.0021	-0.4048
Kroniske lidelser, betydelige begrensninger	0.0066	-0.2468	-0.0016	-0.3123
Uføretrygdet	0.0022	-0.2823	-0.0006	-0.1184
Student/utfører verneplikt	-0.0006	-0.3951	0.0002	0.0501

<sup>9</sup> Resultatene fra dekomponeringen av «antall konsultasjoner hos fastlege» og «antall konsultasjoner hos legespesialist» ligger i henholdsvis Appendiks B1 og B2.

Deltidsarbeider	0.0023	-0.1419	-0.0003	-0.0627
Ikke yrkesaktiv	0.0047	-0.1565	-0.0007	-0.1410
Mindre enn 3 år vgs utover grunnskole	0.0043	0.0377	0.0001	0.0311
Fullført vgs (3 år)	0.0165	-0.0228	-0.0003	-0.0714
Mer enn 3 år vgs	0.0002	0.1728	0.0000	0.0076
Manglende informasjon om utdanning	-0.0004	-0.3494	0.0001	0.0304
Østlandet, ekskl. Oslo/Akershus	0.0046	-0.0338	-0.0001	-0.0297
Agder/Rogaland, Sørvest	-0.0011	0.0074	-0.0000	-0.0016
Hordaland/Sogn og F./Møre, Vestlandet	0.0001	-0.0011	-0.0000	-0.0000
Trøndelag, Midt-Norge	-0.0020	0.0010	-0.0000	-0.0004
Nord-Norge	0.0031	0.0096	0.0000	0.0057
Populasjonstetthet (200-2.000)	0.0037	-0.0047	-0.0000	-0.0033
Populasjonstetthet (2.000-20.000)	-0.0065	-0.0260	0.0001	0.0325
Gift	0.0339	0.1689	0.0057	1.0896
Samboer	0.0087	0.0623	0.0005	0.1031
Skilt	0.0079	-0.1229	-0.0009	-0.1845
Enke-/mann	-0.0002	-0.2053	0.0000	0.0079
Født i Europa (utenfor Norge)	0.0022	-0.3443	-0.0007	-0.1499
Født utenfor Europa	-0.0014	-0.3381	0.0004	0.0899
Ekvivalent husholdningsinntekt, log	0.7469	0.0205	0.0153	2.9105
Residual			0.0034	0.6609

Resultatene fra dekomponeringen viser at det er inntekt som er den viktigste faktoren og som i størst grad bidrar til den positive konsentrasjonsindeksen (Tabell 6.4). Av variablene som beskriver respondentenes selvrapporterte helse, er alle konsentrert blant lavinntektsgrupper og bidrar til å redusere den pro-rike tendensen. Kvinner i alderen 16-29 år har positiv elastisitet og negativ konsentrasjonsindeks. Dette er én av variablene som i størst grad bidrar til å redusere ulikheten i favør høyinntektsgrupper. Både kvinner og menn i de to øvre aldersintervallene er tilbøyelig til å oppsøke fastlege ettersom elastisiteten er positiv. Konsentrasjonsindeksen til disse variablene viser at individer i de nevnte kategoriene tenderer å høre til i den øvre delen av inntektsrangeringen, da KI er positiv, og er således med å bidra positivt til den sosiale ulikheten man observerer for dette utfallet.

Den totale effekten av variablene som beskriver kroniske helseplager og antall sykdommer er negativ. Spesielt antall sykdommer bidrar i stor grad til å redusere den pro-rike skjevheten, ettersom elastisiteten er høy og konsentrasjonsindeksen negativ. Den samlede effekten av aktivitetsstatus er, i likhet med de fleste behovsvariablene, med på å redusere den pro-rike ulikheten. Resultatene viser at elastisiteten øker med utdanningsnivået. Dette indikerer at jo

høyere utdanning respondentene har, jo større er tilbøyeligheten for å oppsøke fastlege. Utdannelse utover videregående skole (3 år) bidrar imidlertid ubetydelig til den pro-rike ulikheten.

Det totale bidraget fra variablene som beskriver bosted og populasjonstetthet er svært lite, og effekten er delt mellom å redusere/øke den observerte ulikheten. Blant sivilstatusvariablene er det effekten av å være gift som bidrar mest til den pro-rike ulikhet. Gifte individer er i større grad tilbøyelig til å oppsøke fastlegen enn individer som «bare» har samboer, og når konsentrasjonsindeksene for disse variablene også er positive, går bidraget i retningen pro-rik ulikhet. Derimot er variablene skilt og enke-/mann med på å redusere denne effekten, med negativt bidrag til KI. Bidraget fra variablene som beskriver fødeland er små, men negativt.

### 6.3.2 Dekomponere «sannsynligheten for minst ett besøk hos legespesialist»

I Tabell 6.4 viser konsentrasjonsindeksen for faktisk bruk (KI) og den horisontale indeksen (HI) at sannsynligheten for å konsultere legespesialist er konsentrert blant andelen øverst i inntektsrangeringen. Begge indeksene er statistisk signifikante (KI=0.0381, HI=0.0656), og økende når det standardiseres for behov i estimeringen. Dette impliserer, som tidligere nevnt, at det eksisterer horisontal ulikhet i sannsynligheten for å oppsøke legespesialist. Resultatet viser at den pro-rike skjevheten Grasdalen og Monstad (2011) fant i 2005 fortsatt er tilstedeværende i 2015.

TABELL 6.11: DEKOMPONERING, SANNSYNLIGHETEN FOR MINST ETT BESØK HOS LEGESPESIALIST

	Elastisitet	KI	Bidrag	%-vis bidrag
Selvrapportert helse <i>bra</i>	0.0756	-0.0003	-0.0000	-0.0006
Selvrapportert helse <i>verken bra eller dårlig</i>	0.0287	-0.0893	-0.0025	-0.0673
Selvrapportert helse <i>dårlig eller veldig dårlig</i>	0.0251	-0.2674	-0.0067	-0.1764
Mann, 30-44 år	-0.0168	-0.0078	0.0001	0.0034
Mann, 45-59 år	0.0093	0.1423	0.0013	0.0348
Mann, 60-69 år	0.0240	0.2136	0.0051	0.1343
Kvinne, 16-29 år	0.0353	-0.2744	-0.0097	-0.2541
Kvinne, 30-44 år	0.0512	-0.0640	-0.0032	-0.0860
Kvinne, 45-59 år	0.0404	0.1312	0.0053	0.1390
Kvinne, 60-69 år	0.0321	0.1263	0.0040	0.1064
Antall sykdommer	0.1227	-0.1150	-0.0141	-0.3697
Kroniske lidelser, ingen begrensninger	0.0789	0.0637	0.0050	0.1317
Kroniske lidelser, noen begrensninger	0.0665	-0.1117	-0.0074	-0.1947

Kroniske lidelser, betydelige begrensninger	0.0199	-0.2468	-0.0049	-0.1289
Uføretrygdet	0.0040	-0.2823	-0.0011	-0.0299
Student/utfører verneplikt	0.0085	-0.3951	-0.0033	-0.0880
Deltidsarbeider	0.0007	-0.1419	-0.0001	-0.0027
Ikke yrkesaktiv	0.0099	-0.1565	-0.0015	-0.0409
Mindre enn 3 år vgs utover grunnskole	0.0234	0.0377	0.0008	0.0231
Fullført vgs (3 år)	0.0460	-0.0228	-0.0010	-0.0275
Mer enn 3 år vgs	0.0721	0.1728	0.0124	0.3268
Manglende informasjon om utdanning	-0.0007	-0.3494	0.0002	0.0070
Østlandet, ekskl. Oslo/Akershus	-0.0079	-0.0338	0.0002	0.0070
Agder/Rogaland, Sørvest	-0.0149	0.0074	-0.0001	-0.0029
Hordaland/Sogn og F./Møre, Vestlandet	0.0002	-0.0011	-0.0000	-0.0001
Trøndelag, Midt-Norge	-0.0075	0.0010	-0.0000	-0.0002
Nord-Norge	-0.0123	0.0096	-0.0001	-0.0031
Populasjonstetthet (200-2.000)	-0.0110	-0.0047	0.0001	0.0013
Populasjonstetthet (2.000-20.000)	-0.0203	-0.0260	0.0005	0.0139
Gift	0.0666	0.1689	0.0112	0.2950
Samboer	0.0174	0.0623	0.0010	0.0284
Skilt	0.0182	-0.1229	-0.0022	-0.0588
Enke-/mann	0.0012	-0.2053	-0.0002	-0.0067
Født i Europa (utenfor Norge)	-0.0018	-0.3443	0.0006	0.0167
Født utenfor Europa	-0.0062	-0.3381	0.0021	0.0552
Ekvivalent husholdningsinntekt, log	2.1135	0.0205	0.0434	1.1369
Residual			0.0029	0.0773

Av Tabell 6.8 fremkommer det at individer som *ikke* oppgir å være i referansekategorien for selvrapportert helse (*veldig bra helse*) er konsentrert blant andelen med lavere inntekt. Dette gjør seg synlig ved den negative konsentrasjonsindeksen. Den positive elastisiteten indikerer at alle gruppene er tilbøyelige til å oppsøke legespesialist. I sum bidrar variablene til å dempe den observerte ulikheten i favør andelen øverst i inntektsrangeringen. Alders- og kjønnsdummyene bidrar i varierende grad til ulikheten. Menn i alle aldersgruppene bidrar positivt til den observerte ulikheten, særlig menn i alderen 60-69 år. Blant kvinner er effekten to-delt. Som for menn er elastisiteten til variablene som beskriver kvinner i de øvre aldersgruppene positiv, i tillegg til at konsentrasjonsindeksen er negativt, som fører til et positivt bidrag til den pro-rike ulikheten. Dette skiller seg fra det man observerer for kvinner i alderen 16-29 år og 30-44 år. Først og fremst er disse gruppene konsentrert blant andelen i den nedre inntektsrangeringen. For det andre er verdien på elastisiteten høyere, som indikerer en større tilbøyelighet til å oppsøke legespesialist. Opplysningene så langt avdekker at den sosiale helsegradienten gjør seg

synlig ved økende, negative konsentrasjonsindekser for variablene som beskriver selvrapportert helse. For menn er det en tydelig sammenheng mellom alder og inntekt, der andelen med høyere inntekten øker i takt med alder. For kvinner er dette også tilfelle, men effekten er noe lavere for kvinner i alderen 60-69 år. Menn bidrar utelukkende positivt til den observerte ulikheten, mens bidraget fra kvinner totalt sett fører til en dempende effekt fra alders- og kjønnsdummyene på den pro-rike ulikheten.

Antall sykdommer og kroniske lidelser bidrar i sum til å redusere den observerte ulikheten, men bidraget er på ingen måte av samme størrelse som det resultatene fra dekomponeringen av fastlegekonsultasjon viste. Tilsvarende er aktivitetsstatusvariablene med på å redusere ulikheten, med positiv elastisitet og negativ konsentrasjonsindeks for alle variablene, men reduksjonen er i størrelse relativt liten.

Med høyere utdanningsnivå øker elastisiteten, det vil si tilbøyeligheten til å oppsøke legespesialist øker i takt med utdanningsnivået. I sum bidrar denne kategorien positivt til den totale ulikheten i favør høyinntektsgruppene. Dette er først og fremst på grunn av variabelen som fanger opp utdanning utover vgs. Etter inntekt er dette variabelen som i størst grad bidrar til den pro-rike ulikheten som observeres. Bidraget fra variablene som beskriver bosted og populasjonstetthet er nesten ikke tilstedeværende. Det samme gjelder fødeland og majoriteten av variablene som beskriver sivilstatus, som ikke ser ut til å bidra nevneverdig til den totale ulikheten. Gift observeres derimot å bidra forholdsvis mye i favør den øvre delen av inntektsrangeringen. Til syvende og sist er det inntekt som utvilsomt står for det største bidraget til den observerte ulikheten i pro-rik favør.

Sammenlignet med Grasdahl og Monstad (2011) observeres det jevnt over mange likheter, men det er også noen forskjeller. Begge studiene finner at det er inntekt som er den viktigste bidragsyteren til den positive konsentrasjonsindeksen. Høy utdanning og kvinner i alderen 45-59 år er også blant faktorene som bidrar relativt mye. Grasdahl og Monstad (2011) trekker frem i gjennomgangen av resultatene at residualen i 2005 er stor, både i absolutt-og relativ betydning. Det positive fortegnet indikerer at en stor del av sammenhengen mellom inntekt og bruken av legespesialist ikke forklares av variablene inkludert i analysen. I 2015 viser det seg at denne sammenhengen i mye større grad er forklart av de inkludert variablene.

## 7. Diskusjon

Formålet med denne oppgaven har vært å undersøke om befolkningens bruk av helsetjenester står i samsvar med fordelingen av helse. Tidligere forskning har vist at personer med lavere sosioøkonomisk status gjennomgående har dårligere helse enn personer med høy sosioøkonomisk status. I Norge er det bred politisk enighet om at det er behov, uavhengig av sosial bakgrunn, etnisitet og bosted, som skal være styrende for tilgang og bruk. Basert på denne observasjonen og intensjonen bør vi forvente at andelen med dårligere helse bruker helsetjenestene i større utstrekning enn andelen med god helse.

Med utgangspunkt i nyere data fra SSBs levekårsundersøkelse har jeg undersøkt, etter mal fra Grasdahl og Monstad (2011), om det er skjedd en endring i bruk av helsetjenester. Det er 10-15 år mellom datamaterialet mitt og Grasdahl og Monstad (2011) sitt, som benyttet levekårsdata fra henholdsvis 2000, 2002 og 2005. I løpet av disse årene har det skjedd større institusjonelle endringer i Norge. Først og fremst har fastlegereformen fra 2001 fått tid til å virke. For det andre har det vært en stor økning i antall personer i befolkningen som har private helseforsikringer, særlig arbeidsgiverfinansiert forsikring, i tillegg til en økning av private helsetjenester. Det er all hovedsak personer med høy inntekt som har slike forsikringer. Disse endringene kan ha påvirket den sosial fordelingen av bruk av helsetjenester.

Arbeidet med tilrettelegging av data avdekket at sammenlignbarheten over tid ikke kan bli perfekt. Levekårsundersøkelsen om helse har gjennomgått enkelte endringer for å lettere kunne sammenlignes med internasjonale undersøkelser. Av den grunn er både enkelte spørsmålsformuleringer og noen spørsmål blitt endret. I tillegg er levekårsundersøkelsen rammet av den samme trenden som surveyundersøkelser globalt. Responsraten blir lavere for hver gang, noe som fører til at resultatene må tolkes i lys av et mulig, mindre representativt utvalg. Begge disse utfordringene er utenfor min kontroll som forsker, og tolkningen av resultatene har blitt gjennomført etter beste evne med dette i bakhodet. Ettersom jeg har gjennomført en replikasjon, har jeg bearbeidet datamaterialet til å være så identisk som mulig med datamaterialet til Grasdahl og Monstad (2011). Av den grunn har jeg ikke benyttet vektorer for å korrigere for eventuelle utvalgsskjevheter. Dette er imidlertid en dimensjon det hadde vært interessant å forfølge videre.



Den empiriske analysen er gjennomført ved å først beregne konsentrasjonsindekser for faktisk bruk. Her er utvalget rangert etter inntekt, og viser fordelingen av bruk av helsetjenester etter inntektsnivå. Jeg har videre standardisert for forskjeller i behov ved å beregne behovspredikert bruk for hvert individ i populasjonen, og deretter en behovsstandardisert indeks for alle de fire utfallene. En positiv eller negativ indeks viser til om bruk av tjenesten er konsentrert blant høy- eller lavinntektsgruppen i populasjonen. Om den behovsstandardiserte indeksen man oppnår er statistisk signifikant forskjellig fra null, konkluderer man med at det horisontale ulikhet i bruk.

I avsnitt 6.1 finner jeg at tilbøyeligheten for å oppsøke fastlege er fordelt rimelig etter inntekt. Når jeg tar høyde for forskjeller i behov oppnår jeg en statistisk signifikant horisontal indeks i sannsynligheten for å oppsøke fastlege. Dette er et overraskende resultat med tanke på hva tidligere forskning har avdekket for bruk i primærhelsetjenesten (jf. kapittel 3). Som oppgaven har spesifisert flere ganger har det vært en stor økning i antall private behandlingforsikringer de siste 10-15 årene. En slik forsikring har som formål å sikre forsikringstakeren rask tilgang til behandling. Man er imidlertid fortsatt nødt til å ha henvisning fra fastlege for undersøkelser i spesialisthelsetjenesten. Dersom populasjonen øverst i inntektsrangeringen foretrekker et utvidet og mer spesialisert behandlingstilbud når de først konsulterer lege, kan dette slå ut i økt tilbøyelighet for å oppsøke fastlege. Det er også observert at den øvre inntektsgruppen benytter seg av screeningundersøkelser i større grad enn lavinntektsgrupper, og dette kan tenkelig påvirke fordelingen.

Når det kommer til analysen av antall konsultasjoner hos fastlege finner jeg imidlertid ingen tegn på horisontal ulikhet i bruk. Det kan med andre ord bety at personer, med tilsynelatende høyere behov for helsetjenester, benytter tjenestene etter hva behovet skulle tilsi, men at brukerfrekvensen har økt for personer i den øvre delen av inntektsrangeringen, uten at det går på bekostning av lavinntektsgrupper. Sagt på en annen måte, det kan tenkes at personer med høyere sosioøkonomisk status har et overforbruk av fastlegetjenester, behov tatt i betraktning. Om dette viser seg å være tilfelle, ville det vært et større problem om vi i Norge hadde hatt lange behandlingsskøer i det offentlige helsevesenet.

Analysen av spesialisthelsetjenesten avdekker horisontal ulikhet både i sannsynligheten for å konsultere legespesialist og i antall konsultasjoner i favør den øvre inntektsgruppen. Ulikheten jeg finner i sannsynligheten for konsultasjon viser at resultatet Grasdal og Monstad (2011) avdekket i 2005 fortsatt er gjeldende i 2015. Det at jeg finner pro-rik ulikhet i antall

konsultasjoner, kan tyde på at ulikheten har økt. Igjen må jeg påpeke at det er enkelte forskjeller mellom min og deres analyse som kan ha påvirket resultatene denne retningen. Utvalget mitt utgjør drøyt 50 prosent av bruttoutvalget. Blant disse er det betydelig flere med høyere utdanning enn i 2005, og det er flere i 2015 som er i fulltidsjobb (dvs. jobber 30 eller flere timer i løpet av uken). Det at flere er i jobb, og da muligens i ikke-manuelle yrker basert på utdanningsnivået i utvalget, kan potensielt bety at det er en overvekt av individer med privat forsikring gjennom arbeidsgiver eller med ressurser nok til å benytte private helsetjenester. Om denne hypotesen stemmer, er resultatene fra fastlegeanalysen logisk i den forstand at tilbøyeligheten for å oppsøke fastlege begrunnes med ønske om videre behandling hos legespesialist.

Dekomponeringsanalysen for sannsynligheten for å konsultere fastlege viser at alle variablene som er forbundet respondentenes helsenivå (selvrapport helse, antall sykdommer og kroniske lidelser) bidrar til å redusere den pro-like ulikheten. Det samme gjelder for kvinner i alderen 16-29 år og 30-44 år. Jevnt over bidrar de aller fleste variablene til å dempe ulikheten i favør den øvre andelen i inntektsrangeringen. Av variablene med positivt bidrag er det først og fremst inntekt som har en betydelig stor innvirkning på den pro-rike ulikheten. Utover det er det beskjedne bidrag i favør positiv konsentrasjonsindeks. For legespesialist observerer jeg mye av det samme. Variablene som er inkludert i analysen for å reflektere behov for helsetjenester, bidrar i all hovedsak til å redusere den pro-rike ulikheten. For denne analysen har utdanning utover vgs fått et mye større bidrag i retning økt positiv indeks. Det samme gjelder for de to eldste aldersgruppene for både menn og kvinner. Det er imidlertid inntektsvariabelen, som i likhet med dekomponeringen av fastlegekonsultasjoner, som bidrar i størst grad til den inntektsrelaterte ulikheten i favør høyinntektsgrupper. Sammenligner jeg dette med analysen til Grasdahl og Monstad (2011), er det også for deres studie inntekt som er den avgjørende faktoren som bidrar til den pro-rike skjevheten. I gjennomgangen av resultatene nevnte jeg at uobservert variasjon bidrar betydelig til den positive konsentrasjonsindeksen, i form av en høy verdi på residualen i 2005. Residualen fra min dekomponeringsanalyse er mye mindre, både i absolutt og relativ forstand, sammenlignet med i 2005. Dette tyder på at variablene som er inkludert i min analyse fanger opp mye av det som ligger bak den observerte skjevfordelingen i bruk.

Oppgaven har avdekket at personer i 2015 går mer til legen enn de gjorde i 2005. En slik observasjon åpner for interessante drøftinger. Er det slik at terskelen for å kontakte fastlege og legespesialist har blitt lavere? Fra et personlig plan opplever jeg at det er et stort helsefokus i Norge. Man blir daglig eksponert for helserelatert informasjon via nett og i nyhetsbilde, med oppfordringer om å oppsøke lege ved alle mulige symptomer. En god helse blir sett på som et gode man må forvalte. Dermed blir helsefremmende atferd sett på som en langsiktig investering. Fysisk trening, et sunt og variert kosthold, gode sosiale relasjoner og mindre stress er faktorer som spiller inn for å ivareta helsen på best mulig måte. Det samme gjelder for legebesøk. Alle disse faktorene kan potensielt være med å skape større forskjeller i samfunnet, dersom slik atferd i hovedsak ligger hos andelen med høy sosioøkonomisk status.

Resultatene tyder på at det i 2015 er en skjevfordelingen i bruk av flere typer legetjenester i Norge, der grupper med enkelte bakgrunnskjenntegn, blant annet høyere inntekt, systematisk bruker enkelte legetjenester i større utstrekning enn personer med lavere sosioøkonomisk status. Det er vanskelig å vite om vektene hadde påvirket resultatet. Det jeg har lagt til grunn for denne diskusjonen, er det jeg observerer ved mine resultater. Hvis det er sånn at ulikheten er reell, er det grunnlag for å tro at private forsikring, inntektsvekst og tilbudet av private helsetjenester er med på å drive disse ulikhetene. Det hadde også vært interessant om levekårsundersøkelsen for helse på sikt kunne inkludert informasjon om private helseforsikringer.

## Litteraturliste

- Aartsen, M., Veenstra, M. & Hansen, T. (2017). Social pathways to health: On the mediating role of the social network in the relation between socio-economic position and health. *SSM - Population Health*, 3, 419-426.  
<https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2017.05.006>
- Aasen, H., Bringedal, B., Bærøe, K. & Magnussen, A. (2018). *Prioritering, styring og likebehandling : Ufordringer i norsk helsetjeneste*. Oslo: Cappelen Damm akademisk.
- Braut, G. S. (2019, 16. august). I *Store norske leksikon*. Hentet fra <https://sml.snl.no/screening>
- Cameron, A. & Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using stata*. College Station, Tex.: Stata Press.
- Clench-Aas, J. (2007). *Sosiodemografiske forskjeller i bruk og adgang til helsetjenester i Norge: en kunnskapsoppsummering* (Kunnskapssenteret Notat Januar 2007).  
[https://www.fhi.no/globalassets/dokumenterfiler/notater/2007/notat\\_07\\_sosdemforskj.pdf](https://www.fhi.no/globalassets/dokumenterfiler/notater/2007/notat_07_sosdemforskj.pdf)
- Dahl, E., Bergsli, H. & van der Wel, K. A. (2014). Sosial ulikhet i helse: En norsk kunnskapsoversikt. Oslo: Høgskolen i Oslo og Akershus.
- Degife, E. G. (2010). *Inequality and inequity in physician service utilization in Norway* (Masteroppgave). Universitetet i Oslo. Hentet fra <http://urn.nb.no/URN:NBN:no-24835>
- Devaux, M & Looper, M. (2012). Income-related inequalities in health service utilisation in 19 OECD countries: 2008-2009. *OECD Health Working Papers*, Nr. 58.  
<http://dx.doi.org/10.1787/5k95xd6stnxt-en>
- Elstad, J. I. (2008). *Utdanning og helseulikheter: Problemstillinger og forskningsfunn* (Helsedirektoratet Rapport IS-1573). Hentet fra <https://www.helsedirektoratet.no/tema/sosial-ulikhet-i-helse/sosial-ulikhet-pavirker-helse-tiltak-og-rad/Utdanning%20og%20helseulikheter%20Problemstillinger%20og%20forskningsfunn.pdf>
- Elstad, J. I. (2018). Educational inequalities in hospital care for mortally ill patients in Norway. *Scandinavian Journal of Public Health*, 46(1), 74-82.  
<https://doi.org/10.1177/1403494817705998>
- Finansdepartementet. (2019). *Muligheter for alle – Fordeling og sosial bærekraft*. (Meld. St. nr. 13 (2018-2019)). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld.-st.-13-20182019/id2630508/>
- Finnvold, J. E. (2002). Bestemmer behovene bruken av legespesialister?. *Sosialt Utsyn*, 2002, 41-52. Hentet fra <https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/sa56/kap4.pdf>
- Finnvold, J. E. (2009). *Likt for alle?: Sosiale skilnader i bruk av helsetjenester*. (Helsedirektoratet Rapport IS-1738). Hentet fra <https://www.helsedirektoratet.no/rapporter/likt-for-alle/>
- Folkehelseinstituttet. (2015, 11. mars). Definisjoner: sosial ulikhet i helse. Hentet fra <https://www.fhi.no/hn/ulikhet/sosial-ulikhet-i-helse/>
- Fosse, I. K. M. (2017). *Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge: En dekomponeringsanalyse* (Masteroppgave). Universitetet i Oslo. Hentet fra <http://urn.nb.no/URN:NBN:no-60042>

- Godager, G. & Iversen, T. (2013). *Empirisk litteratur om sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge: Underlagsrapport til Sosial ulikhet i helse - En norsk kunnskapsoversikt*. Oslo: Høgskolen i Oslo og Akershus.
- Godager, G. & Iversen, T. (2016). Brukernes erfaringer med fastlegeordningen 2001-2015. *HERO Working Papers, 2016/10*. Hentet fra <https://www.med.uio.no/helsam/forskning/nettverk/hero/publikasjoner/skriftserie/2016/10.html>
- Grasdal, A. L. (2009). Inntektsulikhet og sosiale helseforskjeller: Teori og empiri. I T. E. Olsen, O. Kaarbøe & K. Haug (Red.), *Et Helsevesen uten grenser?* (2. utg., s. 83-101). Oslo: Cappelen akademisk forlag.
- Grasdal, A. L. & Monstad, K. (2011). Inequity in the use of physician service in Norway before and after introducing patient lists in primary care. *International Journal for Equity in Health, 10(1)*, 25. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-10-25>
- Gravelle, H., Morris, S. & Sutton, M. (2006). Economic Studies of equity in the consumption of health care. I A. M. Jones (Red.), *Elgar Companion to Health Economics* (s. 193-204). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Grepperud, S. (2018). Private behandlingforsikringer – status og mulige konsekvenser på effektivitet og fordeling. *HERO Working Papers, 2018/2*. <https://www.med.uio.no/helsam/forskning/nettverk/hero/publikasjoner/skriftserie/2018/2018-2.pdf>
- Grepperud, S. & Iversen, T. (2011). Hvem har arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring? *Tidsskrift for Velferdsforskning, 14(1)*, 15-24.
- Grøholt, E., Stigum, H., Nordhagen, R. & Köhler, L. (2003). Health service utilization in the Nordic countries in 1996: Influence of socio-economic factors among children with and without chronic health conditions. *European Journal of Public Health, 13(1)*, 30-37. <https://doi.org/10.1093/eurpub/13.1.30>
- Halldórsson, M., Kunst, A. E., Köhler, L. & Mackenbach, J. P. (2002). Socioeconomic differences in children's use of physician services in the Nordic countries. *Journal of Epidemiology and Community Health, 56(3)*, 200-204. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.56.3.200>
- Hamre, K. (2017). Fordelingen av økonomiske ressurser mellom kvinner og menn og kjønnsforskjeller i helse (Statistisk sentralbyrå Rapport 2017/18). [https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/\\_attachment/325496?\\_ts=15f0ac51cb8](https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/artikler-og-publikasjoner/_attachment/325496?_ts=15f0ac51cb8)
- Hanratty, B., Zhang, T. & Whitehead, M. (2007). How close have universal health systems come to achieving equity in use of curative services? A systematic review. *International Journal of Health Services, 37(1)*, 89-109. <https://doi.org/10.2190/TTX2-3572-UL81-62W7>
- Hansen, A. H., Halvorsen, P. A., Ringberg, U. & Førde, O. H. (2012). Socio-economic inequalities in health care utilisation in Norway: A population based cross-sectional survey. *BMC Health Services Research, 12(336)*. <http://dx.doi.org/10.1186/1472-6963-12-336>
- Helsedirektoratet. (2017). *Anbefalte tiltak mot sosial ulikhet i helse* (Rapport IS-2749). <https://www.helsedirektoratet.no/rapporter/anbefalte-tiltak-mot-sosial-ulikhet-i-helse/>

- Helsedirektoratet. (2018, 30. august). *Sosial ulikhet påvirker helse – tiltak og råd*.  
<https://www.helsedirektoratet.no/tema/sosial-ulikhet-i-helse/sosial-ulikhet-pavirker-helse-tiltak-og-rad>
- Helsedirektoratet. (2019, 5. juli). Økonomi: lokalt folkehelsearbeid. I *Lokale folkehelseiltak: veiviser for kommunen*. Hentet fra <https://www.helsedirektoratet.no/faglige-rad/lokale-folkehelseiltak-veiviser-for-kommunen/okonomi-lokalt-folkehelsearbeid/kunnskapsgrunnlag>
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2003). *Resept for et sunnere Norge*. (St.meld. nr. 16 (2002-2003)). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/stmeld-nr-16-2002-2003-/id196640/>
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2007). *Nasjonal strategi for å utjevne sosiale helseforskjeller*. (St.meld. nr. 20 (2006-2007)). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/Stmeld-nr-20-2006-2007-/id449531/>
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2015). *Folkehelsemeldingen – Mestring og muligheter*. (Meld. St. nr. 19 (2014-2015)). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld.-st.-19-2014-2015/id2402807/>
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2016). *Verdier i pasientens helsetjeneste – Melding og prioritering*. (Meld. St. nr. 34 (2015-2016)). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld.-st.-34-20152016/id2502758/>
- Helse- og omsorgsdepartementet. (2019). *Folkehelsemeldinga – Gode liv i eit trygt samfunn*. (Meld. St. nr. 19 (2018-2019)). Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld.-st.-19-20182019/id2639770/>
- Helse- og omsorgstjenesteloven. (2011). Lov om kommunale helse- og omsorgstjenester m.m. (LOV-2011-06-24-30). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2011-06-24-30>
- Holmboe, O., van Roy, B., Helgeland, J., Clench-Aas, J. & Dahle, K. A. (2006). *Social inequalities in health, life style, and use of health services among children in Akershus County* (Kunnskapssenteret Rapport 05-2006). Oslo: Nasjonalt kunnskapssenter for helsetjenesten
- Hougen, H. C. (2006). *Samordnet levekårsundersøkelse 2005 - tverrsnittsundersøkelsen: Dokumentasjonsrapport* (Statistisk sentralbyrå Notater 2006/39).  
[https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat\\_200639/notat\\_200639.pdf](https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/notat_200639/notat_200639.pdf)
- Isungset, M. A. & Lunde, E. S. (2017). *Levekårsundersøkelsen om helse 2015: Dokumentasjonsrapport*. (Statistisk sentralbyrå Notater 2017/9).  
[https://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/artikler-og-publikasjoner/\\_attachment/293634?\\_ts=159f922c2d0](https://www.ssb.no/sosiale-forhold-og-kriminalitet/artikler-og-publikasjoner/_attachment/293634?_ts=159f922c2d0)
- Iversen, T. & Kopperud, G. (2005). Regulation versus practice: the impact of accessibility on the use of specialist health care in Norway. *Health Economics*, 14(12), 1231-1238.  
<https://doi.org/10.1002/hec.1009>
- Jorfald, T. (2011, 20. juli). Gifte menn oppsøker lege raskere. Hentet fra <https://www.nrk.no/livsstil/gifte-menn-oppsoker-lege-raskere-1.7719996>
- Kakwani, N., Wagstaff, A. & Van Doorslaer, E. (1997). Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference. *Journal of Econometrics*, 77(1), 87-103. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(96\)01807-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(96)01807-6)

- Kverndokk, S. (2006). Sammenhengen mellom inntekt, inntektsulikhet og helse. *HERO Working Papers*, 2006/8. [https://www.med.uio.no/helsam/forskning/nettverk/hero/publikasjoner/skriftserie/2006/HERO2006\\_8.pdf](https://www.med.uio.no/helsam/forskning/nettverk/hero/publikasjoner/skriftserie/2006/HERO2006_8.pdf)
- Lunde, E. S. & Lundgaard, L. B. (2020). *Levekårsundersøkelsen om helse 2019: Dokumentasjonsrapport*. (Statistisk sentralbyrå Notater 2020/36). Hentet fra [https://www.ssb.no/helse/artikler-og-publikasjoner/\\_attachment/434918?\\_ts=1754fa05508](https://www.ssb.no/helse/artikler-og-publikasjoner/_attachment/434918?_ts=1754fa05508)
- Lunde, E. S., Otnes, B., & Ramm, J. (2017). Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester: En kartlegging (Statistisk Sentralbyrå Rapporter 2017/16). Hentet fra [https://www.ssb.no/helse/artikler-og-publikasjoner/\\_attachment/312917?\\_ts=15cbf99fcd8](https://www.ssb.no/helse/artikler-og-publikasjoner/_attachment/312917?_ts=15cbf99fcd8)
- Meyer, B. D., Mok, W. K. C. & Sullivan, J. X. (2015). Household surveys in crisis. *The Journal of Economic Perspectives*, 29(4), 199-226. <http://dx.doi.org/10.1257/jep.29.4.199>
- NOU 2014: 12. (2014). *Åpen og rettferdig – prioriteringer i helsetjenesten*. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/NOU-2014-12/id2076730/sec4>
- O'Donnell, O., van Doorslaer, E., Wagstaff, A. & Lindelow, M. (2008). *Analyzing health equity using household survey data : A guide to techniques and their implementation*. Washington D.C.: World Bank.
- Pasient- og brukerrettighetsloven. (1999). Lov om pasient- og brukerrettigheter (LOV-1999-07-02-63). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1999-07-02-63>
- Rognerud, M., Strand, B. & Næss, Ø. (2007). *Sosial ulikhet i helse : En faktarapport* (Nasjonalt Folkehelseinstitutt Rapport 2007:1). Hentet fra [https://www.fhi.no/globalassets/dokumenterfiler/rapporter/2009-og-eldre/sosial\\_ulikhet\\_i\\_helse\\_fhirapport2007\\_1.pdf](https://www.fhi.no/globalassets/dokumenterfiler/rapporter/2009-og-eldre/sosial_ulikhet_i_helse_fhirapport2007_1.pdf)
- Skjeseth, H. T. (2019, 11. februar). Høie bekymret for den norske helsemodellen. *Dagsavisen*. Hentet fra <https://www.dagsavisen.no/nyheter/innenriks/hoie-bekymret-for-den-norske-helsemodellen-1.1275387>
- Sosial- og helsedirektoratet. (2005). *Sosial- og helsedirektoratets handlingsplan mot sosiale ulikheter i helse: Gradientutfordringen* (Rapport IS-1229). Hentet fra <https://www.helsedirektoratet.no/rapporter/gradientutfordringen/>
- Spesialisthelsetjenesteloven. (1999). Lov om spesialisthelsetjenesten m.m. (LOV-1999-07-02-61). Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1999-07-02-61>
- Straiton, M. L., Arnesen, T. M. & Reneflot, A. (2018, 14. mai). Helse i innvandrerbefolkningen. I Folkehelseinstituttet (Red.), *Folkehelse rapporten: Helsetilstanden i Norge*. Hentet fra <https://www.fhi.no/nettpub/hin/grupper/helse-i-innvandrerbefolkningen/>
- Strand, B. H. & Madsen, C. (2018, 14. mai). Sosiale helseforskjeller i Norge. Hentet fra <https://www.fhi.no/nettpub/hin/grupper/sosiale-helseforskjeller/>
- Suominen-Taipale, A., Koskinen, S., Martelin, T., Holmen, J. & Johnsen, R. (2004). Differences in older adults' use of primary and specialist care services in two Nordic countries. *The European Journal of Public Health*, 14(4), 375-380. <https://doi.org/10.1093/eurpub/14.4.375>

- Van Doorslaer, E. & Masseria, C. (2004). Income-related inequality in the use of medical care in 21 OECD countries. *OECD Health Working Papers*, 2004/14. <https://doi.org/10.1787/687501760705>
- Verbeek, M. (2017). *A guide to modern econometrics* (5. utg.). Chichester: Wiley.
- Vikum, E., Bjørngaard, J. H., Westin, S. & Krokstad, S. (2013). Socio-economic inequalities in Norwegian health care utilization over 3 decades: The HUNT Study. *The European Journal of Public Health*, 23(6), 1003-1010. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckt053>
- Vikum, E., Krokstad, S. & Westin, S. (2012). Socioeconomic inequalities in health care utilisation in Norway: The population-based HUNT3 survey. *International Journal for Equity in Health*, 11(48). <https://doi.org/10.1186/1475-9276-11-48>
- Wagstaff, A. (2005). The bounds of the concentration index when the variable of interest is binary, with an application to immunization inequality. *Health Economics*, 14(4), 429–432. <https://doi.org/10.1002/hec.953>
- Wagstaff, A. & van Doorslaer, E. (2000). Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care. *The Journal of Human Resources*, 35(4), 716-733. <https://doi.org/10.2307/146369>
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E. & Paci, P. (1989). Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons. *Oxford Review of Economic Policy*, 5(1), 89-112. <https://doi.org/10.1093/oxrep/5.1.89>
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E. & Watanabe, N. (2003). On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. *Journal of Econometrics*, 112(1), 207-223. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00161-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00161-6)



# Appendiks

## Appendiks A: Oversikt over antall sykdommer

Variabel	Beskrivelse
CD1A	Astma, også allergisk astma
CD1B	Kronisk bronkitt, kols eller emfysem
CD1C	Hjerteinfarkt eller varige plager etter hjerteinfarkt
CD1D	Angina, hjertekrampe
CD1E	Høyt blodtrykk, hypertensjon
CD1F	Hjerneslag eller varige plager etter slag
CD1G	Slitasjegikt, artrose ( <i>ikke artritt</i> )
CD1H	Rygglidelse
CD1I	Nakkeliidelse
CD1J	Diabetes, sukkersyke
CD1K	Pollenallergi, høysnue
CD1L	Kronisk leversvikt
CD1M	Urininkontinens
CD1N	Kronisk nyresvikt
CD1O	Ondartet kreft
CD1P	Depresjon
H9_1	Smerter i kroppen
H9_2	Hopepine eller migrene
H9_5	Pustebesvær, kortpustet eller tungpustet
H9_6	Hoste
H9_7	Kvalme eller fordøyelsesbesvær
H9_8	Svimmelhet eller dårlig balanse
H9_11	Å være irriterbar eller aggressiv
H9_12	Konsentrasjonsvansker
PL2a	Vansker med å se klart
PL4a	Vansker med å høre
AC1A/B/C	Skadet i trafikkulykke, hjemmeulykke eller fritidsulykke siste 12 mnd
Spm3_3	Matthet, svimmelhet
Spm3_4	Nervøsitet, indre uro
Spm3_5	Plutselig frykt uten grunn
Spm3_6	Stadig redd eller engstelig
Spm3_8	Følelse av å være anspent og oppjaget
Spm3_9	Lett for å klandre seg selv
Spm3_16	Søvnproblemer
Spm3_17	Følelse av håpløshet med tanke på fremtiden
Spm3_18	Nedtrykt, tungsindig
Spm3_19	Følelse av ensomhet
Spm3_22	Mye bekymret eller urolig
Spm3_24	Følelse av at alt er et slit
Spm3_25	Følelse av å være unyttig

Appendiks B1: Dekomponering, antall konsultasjoner hos fastlege

	Elastisitet	KI	Bidrag	%-vis bidrag
Selvrapportert helse <i>bra</i>	0.0906	-0.0003	-0.0000	0.0003
Selvrapportert helse <i>verken bra eller dårlig</i>	0.0435	-0.0893	-0.0038	0.0458
Selvrapportert helse <i>dårlig eller veldig dårlig</i>	0.0458	-0.2674	-0.0108	0.1280
Mann, 30-44 år	-0.0042	-0.0078	0.0000	-0.0003
Mann, 45-59 år	-0.0058	0.1423	-0.0008	0.0098
Mann, 60-69 år	0.0094	0.2136	0.0020	-0.0237
Kvinne, 16-29 år	0.0570	-0.2744	-0.0156	0.1842
Kvinne, 30-44 år	0.0505	-0.0640	-0.0032	0.0381
Kvinne, 45-59 år	0.0151	0.1312	0.0019	-0.0234
Kvinne, 60-69 år	0.0089	0.1263	0.0011	-0.0133
Antall sykdommer	0.2072	-0.1150	-0.0238	0.2805
Kroniske lidelser, ingen begrensninger	0.0570	0.0637	0.0036	-0.0428
Kroniske lidelser, noen begrensninger	0.0545	-0.1117	-0.0060	0.0717
Kroniske lidelser, betydelige begrensninger	0.0303	-0.2468	-0.0074	0.0881
Uføretrygdet	-0.0010	-0.2823	0.0003	-0.0036
Student/utfører verneplikt	-0.0048	-0.3951	0.0019	-0.0226
Deltidsarbeider	0.0030	-0.1419	-0.0004	0.0050
Ikke yrkesaktiv	0.0073	-0.1565	-0.0011	0.0135
Mindre enn 3 år vgs utover grunnskole	-0.0025	0.0377	-0.0001	0.0011
Fullført vgs (3 år)	0.0019	-0.0228	-0.0000	0.0005
Mer enn 3 år vgs	-0.0240	0.1728	-0.0041	0.0488
Manglende informasjon om utdanning	0.0000	-0.3494	-0.0000	0.0000
Østlandet, ekskl. Oslo/Akershus	-0.0057	-0.0338	0.0001	-0.0022
Agder/Rogaland, Sørvest	0.0007	0.0074	-0.0000	-0.0001
Hordaland/Sogn og F./Møre, Vestlandet	-0.0004	-0.0011	0.0000	-0.0000
Trøndelag, Midt-Norge	-0.0102	0.0010	-0.0000	0.0010
Nord-Norge	-0.0055	0.0096	-0.0001	0.0006
Populasjonstetthet (200-2.000)	0.0006	-0.0047	-0.0000	0.0000
Populasjonstetthet (2.000-20.000)	-0.0016	-0.0260	0.0000	-0.0005
Gift	0.0435	0.1689	0.0073	-0.0866
Samboer	0.0086	0.0623	0.0005	-0.0063
Skilt	0.0113	-0.1229	-0.0013	0.0164
Enke-/mann	0.0019	-0.2053	-0.0004	0.0048
Født i Europa (utenfor Norge)	0.0089	-0.3443	-0.0030	0.0361
Født utenfor Europa	-0.0052	-0.3381	0.0017	-0.0209
Ekvivalent husholdningsinntekt, log	0.2424	0.0205	0.0049	-0.0586
Residual			-0.0281	0.3312

Appendiks B2: Dekomponering, antall konsultasjoner hos legespesialist

	Elastisitet	KI	Bidrag	%-vis bidrag
Selvrapportert helse <i>bra</i>	0.1351	-0.0003	-0.0000	0.0011
Selvrapportert helse <i>verken bra eller dårlig</i>	0.0523	-0.0893	-0.0046	0.1205
Selvrapportert helse <i>dårlig eller veldig dårlig</i>	0.0640	-0.2674	-0.0171	0.4419
Mann, 30-44 år	-0.0116	-0.0078	0.0001	-0.0023
Mann, 45-59 år	0.0312	0.1423	0.0044	-0.1145
Mann, 60-69 år	0.0093	0.2136	0.0019	-0.0513
Kvinne, 16-29 år	0.0564	-0.2744	-0.0154	0.3991
Kvinne, 30-44 år	0.0412	-0.0640	-0.0026	0.0681
Kvinne, 45-59 år	0.0255	0.1312	0.0033	-0.0862
Kvinne, 60-69 år	0.0148	0.1263	0.0018	-0.0483
Antall sykdommer	0.1662	-0.1150	-0.0191	0.4928
Kroniske lidelser, ingen begrensninger	0.0956	0.0637	0.0060	-0.1571
Kroniske lidelser, noen begrensninger	0.0964	-0.1117	-0.0107	0.2779
Kroniske lidelser, betydelige begrensninger	0.0334	-0.2468	-0.0082	0.2127
Uføretrygdet	-0.0008	-0.2823	0.0002	-0.0065
Student/utfører verneplikt	0.0271	-0.3951	-0.0107	0.2765
Deltidsarbeider	0.0106	-0.1419	-0.0015	0.0391
Ikke yrkesaktiv	0.0244	-0.1565	-0.0038	0.0985
Mindre enn 3 år vgs utover grunnskole	-0.0011	0.0377	-0.0000	0.0010
Fullført vgs (3 år)	0.0130	-0.0228	-0.0002	0.0076
Mer enn 3 år vgs	0.0026	0.1728	0.0004	-0.0119
Manglende informasjon om utdanning	-0.0145	-0.3494	0.0050	-0.1311
Østlandet, ekskl. Oslo/Akershus	-0.0413	-0.0338	0.0014	-0.0361
Agder/Rogaland, Sørvest	-0.0218	0.0074	-0.0001	0.0042
Hordaland/Sogn og F./Møre, Vestlandet	0.0022	-0.0011	-0.0000	0.0001
Trøndelag, Midt-Norge	-0.0191	0.0010	-0.0000	0.0005
Nord-Norge	-0.0217	0.0096	-0.0002	0.0054
Populasjonstetthet (200-2.000)	-0.0266	-0.0047	0.0001	-0.0032
Populasjonstetthet (2.000-20.000)	-0.0622	-0.0260	0.0016	-0.0418
Gift	0.0543	0.1689	0.0091	-0.2369
Samboer	0.0163	0.0623	0.0010	-0.0263
Skilt	0.0088	-0.1229	-0.0010	0.0280
Enke-/mann	0.0016	-0.2053	-0.0003	0.0087
Født i Europa (utenfor Norge)	-0.0172	-0.3443	0.0059	-0.1530
Født utenfor Europa	0.0006	-0.3381	-0.0002	0.0060
Ekvivalent husholdningsinntekt, log	1.4707	0.0205	0.0302	-0.7787
Residual			-0.0153	0.3955