

Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge

En dekomponeringsanalyse

Irma Katharina Moe Fosse



Masteroppgave

Veileder: Tor Iversen

«Health Economics, Policy and Management»
Avdeling for helseledelse og helseøkonomi
Det medisinske fakultet

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2017

Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge

En dekomponeringsanalyse

© Irma Katharina Moe Fosse

2017

Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge – En dekomponeringsanalyse

Irma Katharina Moe Fosse

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

Sammendrag

Bakgrunn: Den relative ulikheten i helse mellom de høyeste og de laveste sosioøkonomiske gruppene i Norge har vist seg å være blant de største i Europa, og forskjellene ser ut til å være økende. Samtidig skal det offentlige helsevesenet sikre at alle, uavhengig av sosial status, har lik mulighet til å utvikle god helse. Helsevesenet skal også bidra til å redusere sosiale helseforskjeller. Tildeling av helsetjenester skal skje på grunnlag av behov, og en skulle dermed forvente at personer med likt behov mottar samme mengde helsetjenester – et prinsipp kalt horisontal likhet. Dersom sosioøkonomiske faktorer påvirker adgangen til helsetjenestene ved ellers likt behov, eksisterer det horisontal ulikhet. Systematiske forskjeller i bruk av helsetjenester kan potensielt forsterke de allerede eksisterende ulikhetene i helse.

Formål: Studien undersøker hvorvidt horisontal ulikhet er til stede i konsultasjoner med fastlege eller annen allmennlege, sykehusinnleggelser, dagopphold, og konsultasjoner med legespesialist. Hensikten er å måle i hvilken grad personer med likt behov, i gjennomsnitt, mottar samme mengde helsetjenester – uavhengig av inntekt. Studien vil også identifisere hvilke faktorer som bidrar til eventuell ulikhet.

Metode: Med data fra Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse om helse (EHIS 2015) måles først inntektsrelatert ulikhet i bruk av helsetjenester ved hjelp av konsentrasjonsindekser. Det foretas separate analyser av det totale antallet kontakter og sannsynligheten for kontakt med helsetjenestene. Deretter gjennomføres dekomponeringsanalyser av konsentrasjonsindeksene for å identifisere faktorene som bidrar til ulikhet.

Resultater: Det eksisterer horisontal ulikhet i favør av høyinntektsgrupper i det totale antallet sykehusinnleggelser og i det totale antallet dagopphold. Studien finner også pro-rik ulikhet i sannsynligheten for kontakt med både fastlege og med legespesialist, samt i sannsynligheten for dagopphold. Den observerte ulikheten er i hovedsak liten. Dekomponeringsanalysene viser at inntekt er den viktigste faktoren for å forklare den observerte ulikheten, men at den relative betydningen av inntekt varierer for de ulike typene helsetjenester.

Forord

Jeg ønsker å takke min veileder, Tor Iversen, for å ha introdusert meg for et spennende tema, og for å ha bidratt med gode og konstruktive tilbakemeldinger gjennom mitt arbeid med denne oppgaven.

De data som er benyttet her er hentet fra «Levekårsundersøkelsen 2015, tema helse». Data er innsamlet av Statistisk sentralbyrå. Data er tilrettelagt og stilt til disposisjon i anonymisert form av Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste AS (NSD). Verken Statistisk sentralbyrå, eller NSD er ansvarlig for analysen av dataene eller de tolkninger som er gjort her.

Irma Katharina

Oslo, mai 2017

Innholdsfortegnelse

1	Introduksjon	1
2	Bakgrunn	3
2.1	Sosial ulikhet i helse	3
2.2	Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester	5
2.2.1	Horisontal og vertikal likhet.....	6
2.2.2	Hvordan måles ulikhet i bruk av helsetjenester?.....	6
2.3	Tidligere forskning på sosial ulikhet i bruk av helsetjenester	7
2.3.1	Primærhelsetjenesten.....	8
2.3.2	Spesialisthelsetjenesten	9
2.3.3	Internasjonale funn	12
2.3.4	Sammenfatning.....	13
2.4	Hvilke faktorer kan forklare ulikhet i bruk?	14
2.4.1	Trekk ved helsevesenet	14
2.4.2	Trekk ved individene.....	16
3	Data og variabler	19
3.1	Beskrivelse av datamaterialet	19
3.1.1	Utvalg	19
3.1.2	Bearbeidet utvalg.....	20
3.2	Variabler	20
3.2.1	Avhengige variabler: Bruk av helsetjenester	20
3.2.2	Forklaringsvariabler: «Behovsvariabler»	22
3.2.3	Kontrollvariabler: «Ikke-behovsvariabler»	25
3.3	Deskriptiv statistikk.....	29
4	Metode.....	34
4.1	Konsentrasjonskurven og konsentrasjonsindeksen	34
4.1.1	Statistisk inferens	38
4.1.2	Indirekte standardisering av behov for ikke-lineære modeller.....	39
4.2	Dekomponering av konsentrasjonsindeksen	39
5	Analyse og resultater	42
5.1	Konsentrasjonsindekser for bruk av helsetjenestene	42
5.1.1	Ulikhet i det totale antallet kontakter med helsetjenestene	42

5.1.2	Ulikhet i sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene	45
5.2	Dekomponering av konsentrasjonsindeksene	47
5.2.1	Beregning og tolkning	48
5.2.2	Dekomponering av ulikhet i det totale antallet kontakter med helsetjenestene .	49
5.2.3	Dekomponering av ulikhet i sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene	59
6	Diskusjon	66
6.1	Sammenfatning av resultater og tolkning av funn	66
6.2	Studiens styrker og begrensninger	69
7	Konklusjon	71
	Litteraturliste	72
	Vedlegg	76

Liste over figurer

Figur 4.1: Eksempel på konsentrasjonskurver for faktisk og behovsforventet bruk av helsetjenester i en populasjon	35
Figur 5.1: Konsentrasjonskurver for det totale antallet kontakter med helsetjenestene.....	44
Figur 5.2: Konsentrasjonskurver for sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene.....	46
Figur 5.3: Dekkomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet kontakter med helsetjenestene	56
Figur 5.4: Relativ betydning av ikke-behovsfaktorer på den horisontale ulikheten i det totale antallet kontakter med helsetjenestene	57
Figur 5.5: Dekkomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene	64
Figur 5.6: Relativ betydning av ikke-behovsfaktorer på den horisontale ulikheten i sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene.....	65

Liste over tabeller

Tabell 3.1: Utvalgets bruk av helsetjenester, siste 12 måneder	30
Tabell 3.2: Deskriptiv statistikk for utvalget.....	31
Tabell 3.3: Fordeling av helsetjenestebruk (målt som andelen av utvalget med minst én kontakt) etter utvalgte variabler	33
Tabell 5.1: Konsentrasjonsindekser for det totale antallet kontakter med helsetjenestene	43
Tabell 5.2: Konsentrasjonsindekser for sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene	45
Tabell 5.3: Matematiske formler for beregning av dekomponeringsresultater	48
Tabell 5.4: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet kontakter med fastlege/allmennlege	50
Tabell 5.5: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet sykehusinnleggelse.....	52
Tabell 5.6: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet dagopphold....	54
Tabell 5.7: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet kontakter med legespesialist.....	55
Tabell 5.8: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for kontakt med fastlege/allmennlege	58
Tabell 5.9: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for sykehusinnleggelse	60
Tabell 5.10: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for dagopphold..	61
Tabell 5.11: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for kontakt med legespesialist.....	63
Tabell A1: Oversikt over variablene som inngår i analysene	76
Tabell A2: Den horisontale ulikhetsindeksens sensitivitet til valg av variabler i behovspredikeringen	78

1 Introduksjon

Sosialt betinget ulikhet i helse – det vil si helseforskjeller som varierer systematisk med sosioøkonomisk posisjon – er på ingen måte et nytt fenomen. Sosiale helseforskjeller fantes allerede på 1800-tallet (Strand og Næss 2007), men viktigheten av å redusere og utjevne slike ulikheter ble imidlertid ikke satt på dagsorden i Norge før på tidlig 2000-tall (St.meld. nr. 20 (2006-2007)). Internasjonalt hadde temaet på dette tidspunktet allerede vært viet stor oppmerksomhet i flere tiår.

God helse skapes først og fremst utenfor helsesektoren. Et velfungerende helsevesen er likevel viktig for å sikre at alle har lik mulighet til å utvikle god helse (St.meld. nr. 20 (2006-2007)). Det er bred politisk enighet om det offentlige helsevesenets rolle; tilgang til helsetjenestene skal være uavhengig av faktorer som kjønn, bosted, sosial bakgrunn og økonomi. Tildeling av behandling skal skje på grunnlag av medisinsk behov, og om dette er tilfelle, skulle en forvente horisontal likhet; at personer med likt behov mottar lik mengde helsetjenester. Det eksisterer horisontal ulikhet dersom sosioøkonomiske faktorer påvirker adgangen til helsetjenestene ved ellers likt behov. Dersom systematiske forskjeller i helsetjenestebruk eksisterer, kan dette potensielt forsterke de allerede eksisterende ulikhetene i helse. Når systematiske helseforskjeller skyldes ulikheter i samfunnets ressursfordeling, er det ønskelig å påvirke fordelingen i en mer rettferdig retning. Av den grunn skal også helsevesenet bidra til å redusere de sosiale helseforskjellene (St.meld. nr. 20 (2006-2007)).

Denne studien vil, med nye data fra Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse (EHIS 2015), måle innteksrelatert ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge ved hjelp av konsentrasjonsindekser. Denne metoden, som først ble introdusert av Wagstaff, van Doorslaer og Paci (1989), er mye brukt for å måle sosial ulikhet i både helse og helsetjenestebruk. Tilnærmingen gjør det mulig å ta hensyn til variasjoner i behov, og den er følgelig godt egnet for å undersøke hvorvidt horisontal ulikhet eksisterer. Metoden er i senere tid også videreutviklet for å bedre kunne *forklare* eventuell observert ulikhet (Wagstaff, van Doorslaer og Watanabe 2003).

Etter at kunnskap om sosiale ulikheter i bruk av helsetjenester ble etterspurt (St.meld. nr. 20 (2006-2007)), har det vært gjort flere norske studier på området. Imidlertid har svært få anvendt konsentrasjonsindekser (blant unntakene er Grasdahl og Monstad (2011); Vikum,

Krokstad og Westin (2012); Vikum et al. (2012), og Degife (2010)). En fordel ved å benytte konsentrasjonsindekser er at disse gjør det mulig å sammenligne ulikhetens styrke – både for ulike typer helsetjenester, og på tvers av land og over tid.

Helsetjenestene som her skal analyseres er konsultasjoner med fastlege, sykehusinnleggelse, dagopphold og konsultasjoner med legespesialist. Bruk av helsetjenester måles både som det totale antallet kontakter, og som sannsynlighet for kontakt med den aktuelle helsetjenesten. Konsentrasjonsindeksenenes tilhørende konsentrasjonskurver vil presenteres grafisk. I analysens andre del vil konsentrasjonsindeksene dekomponeres, for å identifisere hvilke faktorer som bidrar til ulikhet. Dekomponeringen gjør også analysen transparent, og lar leseren selv bedømme hvorvidt de ulike påvirkningsfaktorene bør regnes som «behov» eller «ikke-behov», og likeledes om eventuell ulikhet i helsetjenestebruk er «berettiget» eller «uberettiget».

Oppgaven er organisert som følger: Neste kapittel gjør rede for temaets bakgrunn, presenterer tidligere forskning på området, og legger frem mulige forklaringer på ulikhet i helsetjenestebruk med forankring i økonomisk teori. Kapittel 3 beskriver datamaterialet studien er basert på og variablene som inngår i analysene. Deretter presenteres deskriptiv statistikk for utvalget. I kapittel 4 fremstilles metoden, før studiens empiriske analyse beskrives og presenteres i kapittel 5. Kapittel 6 diskuterer hovedfunnene, og kapittel 7 gir en sammenfattende konklusjon.

2 Bakgrunn

Utgangspunktet for å studere sosial ulikhet i *bruk* av helsetjenester er det overordnede temaet sosial ulikhet i *helse*. Helseforskjeller som er sosialt betinget, har de siste tiårene fått økt politisk oppmerksomhet – eksempelvis gjennom stortingsmeldingene *Resept for et sunnere Norge* (St.meld. nr. 16 (2002-2003)) og *Nasjonal strategi for å utjevne sosiale helseforskjeller* (St.meld. nr. 20 (2006-2007)). Førstnevnte, lagt frem av Bondevik II-regjeringen i januar 2003, poengterer at det er bemerkelsesverdig hvor lite prioritert denne utfordringen var i Norge på daværende tidspunkt. Sosial ulikhet i helse hadde allerede vært viet stor oppmerksomhet både i EU og internasjonalt gjennom flere år; alt i 1985 ble reduksjon av helseulikheter inkludert som et mål i Verdens helseorganisasjons deklarasjon «Helse for alle».

I dag, fjorten år etter at søkelyset ble rettet mot sosiale helseforskjeller, er problemstillingen fremdeles aktuell. Den relative ulikheten i helse mellom de høyeste og de laveste sosioøkonomiske gruppene i Norge har vist seg å være blant de største i Europa (Mackenbach et al. 2008) – og ulikheten ser ut til å være økende (St.meld. nr. 20 (2006-2007)). Selv om de absolutte forskjellene er mindre, er det likevel påfallende at så store helseulikheter eksisterer i et land med offentlig, universelt helsevesen som holder høy kvalitet på tjenestene og samtidig har lave egenandeler. Dette understreker behovet for ytterligere forskning på området. Det norske helsevesenet skal være tilgjengelig for alle og bidra til å redusere helseforskjeller. Er dette tilfelle, eller er tjenestene snarere med på å forsterke de sosiale ulikhetene?

2.1 Sosial ulikhet i helse

Helsen i den norske befolkningen er i all hovedsak god, men det finnes store, systematiske forskjeller bak gjennomsnittstallene (Helsedirektoratet 2016). Begrepet «sosial ulikhet i helse» beskriver dette fenomenet, og refererer til hvordan helsestatus varierer med sosioøkonomisk posisjon i samfunnet (Dahl, Bergsli og van der Wel 2014). Det er veldokumentert at både helse og helsedeterminanter er ulikt fordelt mellom sosiale grupper – de som er mest velstående har også best helse. De sosioøkonomiske ulikhetene i helse er særlig stabile, uavhengig av hvilket helsemål, befolkningsgruppe eller geografisk område som undersøkes (Helsedirektoratet 2016). Slik ulikhet regnes som sosialt skapt, siden de er

et resultat av samfunnets ressursfordeling, og anses således å være både unngåelig og uberettiget (St.meld. nr. 20 (2006-2007)).

Likevel er det ikke slik at alle helseforskjeller skal utjevnes – ulikhet er ikke nødvendigvis det samme som «urettferdighet». At det finnes helseforskjeller mellom yngre og eldre, eller at forekomsten av visse sykdommer varierer med kjønn og etnisitet, er naturligvis uheldig. Det er ikke dermed sagt urettferdig, og det er heller ikke alt det er mulig å gjøre noe med. At forventet levealder varierer betydelig mellom Oslos bydeler, og at denne variasjonen i stor grad kan forklares av sosioøkonomiske faktorer (Berntsen 2013), kan derimot betraktes som uberettiget. Det er nettopp slike systematiske helseforskjeller helsepolitiske myndigheter ønsker å utjevne.

I arbeidet med reduksjon av helseforskjeller er det ikke tilstrekkelig å rette arbeidet kun mot de laveste sosiale klassene; sosialt betingede ulikheter berører hele befolkningen. Det har vist seg at den sosiale gradienten er svært stabil; de nest-fattigste har i gjennomsnitt bedre helse enn de fattigste, og de rikeste har i snitt bedre helse enn de nest-rikeste (Helsedirektoratet 2016).

De sosioøkonomiske faktorene *medfører* ikke automatisk god helse. Snarere uttrykker de tilgang til en rekke ressurser – både materielle og psykososiale – som i tur *leder* til bedre helse (Helsedirektoratet 2016). Ulikheter i helse forklares best av variasjoner i genetikk, atferd, sosiale determinanter og tilgang til helsetjenester (NOU 2014:12). Noen mekanismer kan den enkelte påvirke, andre faktorer er utenfor individets kontroll. Selv helserelatert atferd kan i stor grad forklares av den sosiale bakgrunnen en har, som en ikke selv har valgt (St.meld. nr. 20 (2006-2007)). Å redusere de sosialt betingede helseulikhetene forutsetter dermed folkehelsearbeid på tvers av sektorer. Det er nødvendig å iverksette tiltak på samfunnsområder som oppvekst, arbeidsliv og i nærmiljøet for å utjevne fordelingen av goder og ressurser (Helsedirektoratet 2015).

De sosiale determinantene – forhold som kan påvirkes av politiske beslutninger – takles mest effektivt gjennom tiltak utenfor helsevesenet. Selv om god helse i all hovedsak skapes utenfor helsetjenesten, kan helsetjenester på sin side behandle sykdom, kompensere for biologiske mekanismer, samt forebygge eller påvirke uheldige levevaner (NOU 2014:12). Lik tilgang til helsetjenester er således viktig for at alle skal ha like muligheter til å utvikle god helse. Det er derfor vesentlig å undersøke hvorvidt sosial ulikhet i bruk av helsetjenester

eksisterer. Dersom det finnes, kan det potensielt forsterke de allerede eksisterende ulikhetene i *helse* (Dahl, Bergsli og van der Wel 2014).

2.2 Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester

Ulik tilgang til helsetjenestene er bare én av flere årsaker til at sosiale ulikheter i helse eksisterer. Det er antakeligvis ikke den viktigste determinanten, men for å holde orden i eget hus er den en viktig utfordring for helsesektoren selv (Whitehead og Dahlgren 2009). Ulikhet i tilgang kan reduseres ved å fjerne økonomiske barrierer (NOU 2014:12). I universelle helsesystemer som i all hovedsak er finansiert av det offentlige, forventes imidlertid betydningen av økonomiske barrierer for å forklare ulikheter i bruk å være liten (d'Uva et al. 2011). Det finnes like fullt en rekke andre faktorer enn pris som kan påvirke etterspørsel etter helsetjenester, og som følgelig kan bidra til å forklare eventuelle ulikheter i bruk. En redegjørelse for slike faktorer finnes i kapittel 2.4.

Helsevesenets overordnede mål er å yte likeverdige tjenester for alle landets innbyggere. Like fullt skal det offentlige helsevesenet også bidra til å redusere sosiale helseforskjeller (St.meld. nr. 20 (2006-2007)). Helse- og omsorgstjenestene skal være likeverdige med hensyn til tilgjengelighet, bruk og resultat (St.meld. nr. 20 (2006-2007)). Dette innebærer at alle med likt behov skal ha lik tilgang til helsetjenestene, og motta tjenester av samme omfang og kvalitet (Dahl, Bergsli og van der Wel 2014; Godager og Iversen 2013). Prinsippet om «lik behandling for likt behov» kalles også horisontal likhet.

Både tilgang og tildeling skal være uavhengig av faktorer som kjønn, bosted, etnisk og sosial bakgrunn, og personlig økonomi (Meld. St. 16 (2010-2011)). I vanlige markeder, hvor varer og tjenester har priser, er det betalingsvilje og -evne som avgjør hvem som skal tildeles godene. Ved fravær av pris som rasjoneringsmekanisme må det derfor ligge andre prinsipper til grunn for fordelingen av helsetjenester. Tildeling av helse- og omsorgstjenester skal skje på grunnlag av medisinsk behov. «Behov» defineres av tilstandens alvorlighets- og hastegrad, og denne kliniske vurderingen foretas av helsepersonell. For spesialisthelsetjenester skal også andre prioriteringskriterier, herunder kostnadseffektivitet og forventet nytte, vurderes og tas i betraktning før endelig tildeling skjer.

Hvorvidt ulik bruk av helsetjenester er et samfunnsmessig problem, avhenger av hvilke verdier og mål helsevesenet er ment å oppfylle (Godager og Iversen 2013). Som redegjort for over er den overordnede målsettingen et likeverdig tilbud og horisontal likhet. Det er derfor ikke slik at alle landets innbyggere skal bruke like mye helsetjenester; tvert imot er ulik bruk *ønskelig*. Dermed er skillet mellom berettiget og uberettiget ulikhet avgjørende også når bruk av helsetjenester skal studeres.

2.2.1 Horisontal og vertikal likhet

Det er veldokumentert at sykkeligheten og behovet for helsehjelp er høyere desto lavere man befinner seg i den sosiale lagdelingen, og en skulle derfor forvente at disse gruppene også har et høyere forbruk av helsetjenester. Det er imidlertid ikke tilstrekkelig å se på absolutte tall for å vurdere hvorvidt sosial ulikhet i bruk av helsetjenester eksisterer. Det egentlige spørsmålet er hvorvidt bruken i lave sosiale klasser er *høy nok* til å kompensere for den økte sykdomsforekomsten i disse gruppene (van Doorslaer et al. 2000).

Ulik helsetjenestebruk, som følge av ulikt behov, kan være berettiget. Analyser av sosial ulikhet i bruk av helsetjenester er imidlertid ikke opptatt av vertikal likhet, som handler om i hvilken grad personer med *større* behov behandles mer fordelaktig av helsevesenet. Variasjon i bruk mellom personer med ulikt behov tas som gitt (Wagstaff og van Doorslaer 2000). Det vi er interessert i å undersøke er graden av horisontal ulikhet, det vil si hvorvidt sosioøkonomiske faktorer påvirker fordelingen av helsetjenester ved likt behov (Dahl, Bergsli og van der Wel 2014; Godager og Iversen 2013). Slik ulikhet anses som uberettiget, og er derfor *ønskelig* å utjevne.

2.2.2 Hvordan måles ulikhet i bruk av helsetjenester?

Det finnes en rekke fremgangsmåter for å undersøke ulikhet i bruk av helsetjenester (Wagstaff, van Doorslaer og Paci 1991). Regresjonsanalyser er hyppig anvendt for å undersøke betydningen av sosioøkonomiske faktorer, som inntekt og utdanning, på helsetjenestebruk. Ved å kontrollere for behovsindikatorer kan selv enkle modeller gi verdifull informasjon om statistiske assosiasjoner. Majoriteten av de norske studiene kommentert i neste delkapittel er basert på ulike former for regresjonsanalyser. Disse tilnærmingene vanskeliggjør imidlertid sammenligning av ulikhetens styrke og omfang.

Konsentrasjonsindekser er en annen metode, som i løpet av de siste tiårene har blitt et foretrukket verktøy for å måle ulikhet i helse og helsetjenestebruk. Metoden er mye brukt internasjonalt, og det er også denne tilnærmingen som vil benyttes her (se kapittel 4 for detaljert fremstilling). Med hensyn til fordelingen av inntekt (eller annet valgt velstandsmål) rangeres individene fra høyt til lavt i det sosioøkonomiske hierarkiet. Deretter beregnes konsentrasjonsindekser for faktisk og behovsforventet (eller behovsstandardisert) bruk av helsetjenester. Indeksene kvantifiserer ulikhet i bruk, og metoden er derfor godt egnet til å undersøke omfanget av ulikhet i en hel befolkning. Indeksene gjør det videre mulig å sammenligne forskjellige typer helsetjenester, men også over tid og på tvers av land. Metoden er senere videreutviklet for også å kunne forklare eventuell observert ulikhet (Wagstaff, van Doorslaer og Watanabe 2003).

2.3 Tidligere forskning på sosial ulikhet i bruk av helsetjenester

Det er forsket relativt lite på sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge. En rekke internasjonale studier finnes, men forskjeller i ulike lands helsesystemer kan trolig forklare noe av variasjonen i resultatene. Effekter av kjennetegn ved helsesystemer har også fått økt oppmerksomhet i den nyere, internasjonale forskningen omkring ulikhet. Fastlegen spiller eksempelvis en potensielt viktig rolle for tilgangen til spesialisthelsetjenesten i en rekke land, heriblant Norge. Sammenligninger på tvers av land må derfor gjøres med forsiktighet. Av den grunn vil det legges vekt på norske studier i dette kapittelet; fortrinnsvis studier av somatiske helsetjenester gjennomført de siste 15 år.

For en oversikt over studier som også undersøker bruk av andre typer helsetjenester, som sosial ulikhet i screeningundersøkelser, se eksempelvis Dahl, Bergsli og van der Wel (2014) og Godager og Iversen (2013). Det eksisterer også analyser som spesifikt retter fokus mot ulikheter i barn og eldres bruk av helsetjenester (som Suominen-Taipale et al. (2004); Virtanen et al. (2006)).

Som nevnt avslutningsvis i forrige delkapittel er det viktig å kontrollere for behov når horisontal ulikhet skal analyseres. Studier basert på registerdata har gjort interessante funn med hensyn til sosioøkonomiske variablers sammenheng med bruk av helsetjenester. Felles for majoriteten av disse arbeidene er imidlertid at de inneholder begrenset informasjon om pasientenes helsestatus. Det kan dermed ikke utelukkes at eventuelle ulikheter i bruk av

helsetjenester *kan* forklares av ulikheter i helsetilstand. I lys av denne oppgavens problemstilling vil derfor utelukkende studier som kontrollerer for behov kommenteres i det følgende.

2.3.1 Primærhelsetjenesten

Primærhelsetjenesten består av fastlegene, samt andre kommunale tjenester som hjemmesykepleie, sykehjem, helsestasjoner, fysioterapeuter og jordmortjenester (Helsenorge.no 2016). Studier av sosialt betinget ulikhet i helsetjenestebruk er konsentrert om bruk av fastlegetjenester.

Med tanke på den sosiale helsegradienten, skulle vi forvente at personer tilhørende lave sosiale klasser har flere kontakter med fastlegen. Dette bekrefter eksempelvis Hansen et al. (2012) på grunnlag av data fra Tromsøundersøkelsen i 2007-08; bruk av allmennlegetjenester er signifikant høyere i lavere sosioøkonomiske grupper. Den samme studien finner også at det for kvinner ikke er noen sammenheng mellom sosioøkonomisk status og sannsynligheten for å ha konsultert fastlegen, men at høy inntekt er assosiert med sjeldnere konsultasjoner. For menn leder høy inntekt til både lavere sannsynlighet for kontakt med fastlegen, samt sjeldnere konsultasjoner.

Vikum, Krokstad og Westin (2012) finner på sin side ingen sosial ulikhet i bruk av allmennlegetjenester i data fra den tredje helseundersøkelsen i Nord-Trøndelag (HUNT), som foregikk i perioden 2006-08. Sannsynligheten for minst ett besøk hos fastlegen er i all hovedsak likt fordelt etter både inntekt og utdanning i alle aldersgruppene som undersøkes. Unntaket er for menn i alderen 20-39 år, hvor forfatterne finner at menn med høyere utdanning har lavere sannsynlighet for å konsultere fastlegen sammenlignet med menn med lavere utdanning.

Vikum et al. (2013) studerer også utviklingen av sosial ulikhet i bruk av helsetjenester de siste tre tiårene, med data fra HUNT 1984-86, 1995-97 og 2006-08. Forfatterne viser at den like fordelingen av allmennlegetjenester vi ser i dag har vokst gradvis frem siden 1980-tallet. I HUNT 1 finnes nemlig en ulikhet i favør av personer med høy inntekt og utdanning, som ikke er til stede i HUNT 3.

Heller ikke Godager og Iversen (2013) finner noen signifikant effekt av utdanningsnivå på bruk av allmennlegetjenester i sin analyse basert på Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse fra 2008.

Med hensyn til bosted, finner Vikum, Krokstad og Westin (2012) at sannsynligheten for konsultasjon med både allmennlege og privat spesialist øker med innbyggertall i kommunene i Nord-Trøndelag. Forfatterne peker på at lang reisevei for personer bosatt i utkantkommuner reduserer tilgjengeligheten til helsetjenestene, da tilbudet gjerne er lokalisert i sentrum eller i større kommuner.

2.3.2 Spesialisthelsetjenesten

Spesialisthelsetjenesten omfatter, i tillegg til de offentlige sykehusene, også institusjoner innen somatikk, psykisk helsevern, tverrfaglig spesialisert behandling av rusmiddelbruk, og ambulansetjeneste – samt privatpraktiserende spesialister og andre private helseinstitusjoner (Helsenorge.no 2016). Studiene som nevnes her konsentrerer seg om de offentlige sykehustjenestene, samt private spesialister.

Polikliniske konsultasjoner og konsultasjoner med privat spesialist

Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse fra 1998 anvendes av Iversen og Kopperud (2002) sammen med NSDs kommunedatabase og en egen tilgjengelighetsindeks for å undersøke i hvilken grad behov og tilgjengelighet til spesialisthelsetjenesten påvirker bruken av dem. Det er imidlertid ikke tatt hensyn til sosioøkonomiske faktorer. Forfatterne finner at «middels god» egenvurdert helse bidrar til lavere sannsynlighet for å benytte seg av offentlige spesialisthelsetjenester, sammenlignet med «dårlig» og «meget dårlig» helse. Denne effekten er imidlertid ikke til stede for tjenester tilbudt av privatpraktiserende spesialister. Kronisk sykdom bidrar til økt sannsynlighet for å konsultere privat spesialist. Tilgjengelighet har en positiv og signifikant effekt på konsultasjon med privatpraktiserende spesialist, men ikke på bruk av offentlige spesialisthelsetjenester. Det viser seg også at sannsynligheten for å konsultere privat spesialist er lavere i kommuner med høy allmennlegetetthet. Forfatterne ser en positiv effekt av utdanning og inntekt på selvpoplevd helse, men ikke på bruk av spesialisthelsetjenester direkte.

Finnvold (2002) analyserer data fra Statistisk sentralbyrås levekårspanel i år 2000. Han beregner andelen personer over 16 år som har hatt kontakt med privatpraktiserende

legespesialist de siste 12 måneder, og undersøker hvordan denne varierer med faktorer som alder, egenvurdert helse, utdanning og bosted. Andelen av befolkningen som har hatt kontakt med privat spesialist øker med alder, og er høyere desto dårligere selvvdert helse er. I tillegg er effekten av utdanningslengde positiv; mens 17 % av personer med fullført videregående utdanning har hatt kontakt med legespesialist, gjelder det samme for 23 % av personer med høyere universitetsutdanning. Det er imidlertid bare effekten av egenvurdert helse som synes å være signifikant.

Iversen og Kopperud (2005) gjør en ny analyse av tilgjengeligheten til spesialisthelsetjenesten, denne gangen med hensyn til sosioøkonomiske variable. Denne studien har også en fordel ved at panelundersøkelsen den bygger på har innhentet respondentenes vurdering av egen helsetilstand *før* de eventuelt har benyttet seg av helsetjenester. Å bruke data hvor helsetilstand er rapportert i etterkant er et mulig bias som vil diskuteres nærmere i kapittel 3.2.2. Som i forfatterens tidligere analyse er det også her inkludert variabler som beskriver tilgjengelighet til helsetjenestene. Studien ser en sterk sammenheng mellom selvvdert helse og polikliniske konsultasjoner; dårlig helse fører til økt bruk. Tilgjengelighet har ingen effekt på bruk av de offentlige spesialisthelsetjenestene, men forfatterne finner at geografisk tilgjengelighet til private spesialister påvirker bruken av slike tjenester. Også utdanningsnivå og husholdningens inntekt bidrar til økt bruk av private spesialisthelsetjenester.

For å undersøke ulikhet i bruk av legetjenester før og etter innføringen av fastlegereformen i 2001, benytter Grasdahl og Monstad (2011) tre årganger (2000, 2002, og 2005) av Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse. Forfatterne finner ingen signifikant sosial ulikhet for verken konsultasjon med allmennlege eller poliklinisk konsultasjon (målt som både antall kontakter og som sannsynlighet for kontakt) for noen av årene. De finner heller ikke signifikant horisontal ulikhet i antallet kontakter med privat spesialist, men en pro-rik tendens i sannsynligheten for å konsultere privat legespesialist gjør seg synlig i hele perioden. Denne ulikheten reduseres imidlertid over tid, slik at fordelingen med hensyn til inntekt er likere i 2005 kontra år 2000. En dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynligheten for minst én konsultasjon med privat legespesialist gjøres, for å undersøke de bakenforliggende årsakene til utviklingen. Dekomponeringsanalysen viser at inntekt og utdanning er de viktigste faktorene for å forklare ulikheten i sannsynligheten for bruk av

privat legespesialist. Den relative betydningen av inntekt er imidlertid redusert i perioden 2000 til 2005.

På grunnlag av data fra HUNT 3 (2006-08) finner Vikum, Krokstad og Westin (2012) en sosial gradient i favør av personer med høy inntekt og høy utdanning for både konsultasjon med privat spesialist og for polikliniske konsultasjoner. Verken Grasdahl og Monstad (2011) eller Iversen og Kopperud (2005) fant horisontal ulikhet i polikliniske konsultasjoner, noe som antakeligvis kan forklares av datagrunnlaget. Vikum, Krokstad og Westin (2012) påpeker at det i deres studie kommer frem at inntekt og utdanning har størst betydning for den ulikheten de finner for eldre (> 40 år) bruk av spesialisthelsetjenester. Blant unge menn og kvinner er ulikheten liten eller fraværende.

Vikum et al. (2013) fastslår at sosial ulikhet i polikliniske konsultasjoner er vedvarende i HUNT 3, til tross for at det siden 1980-tallet har utviklet seg en gradvis likere fordeling av allmennlegetjenester. Som en mulig forklaring peker forfatterne på at ulikheter i interaksjonen mellom fastlege og pasient kan påvirke hvem som blir henvist videre til spesialisthelsetjenesten. Det kan også være at personer med lav sosioøkonomisk status i større grad oppsøker fastlegen for tilstander som kan behandles i primærhelsetjenesten, og at det derfor finnes ulikheter i måten forskjellige grupper bruker helsetjenestene på.

Godager og Iversen (2013) finner i sin analyse av Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse fra 2008 at utdanning synes å føre til høyere bruk av spesialisthelsetjenester. Også Hansen et al. (2012) finner at sannsynligheten for kontakt med legespesialist – både privat og offentlig – øker med inntekt og utdanningslengde. Særlig er effekten fremtredende for kvinner.

Sykehusinnleggelser

Vikum, Krokstad og Westin (2012) finner på bakgrunn av data fra HUNT 3 ikke grunnlag for å si at det eksisterer sosial ulikhet i sykehusinnleggelser. Det gjør heller ikke Godager og Iversen (2013) i sin analyse av levekårsundersøkelsen fra 2008.

Andre funn

Carlsen og Kaarbøe (2015) anvender data fra Norsk pasientregister, men kontrollerer for behov som målt ved sykdommens alvorlighetsgrad, og undersøker hvorvidt ventetid for

sykehusbehandling påvirkes av inntekt og utdanning for eldre (>67 år). Når det kontrolleres for trekk ved sykehusene og tilgjengelighet av private legespesialister har de sosioøkonomiske faktorene liten betydning – både for menn og kvinner.

2.3.3 Internasjonale funn

Empirien fra Norge samsvarer i stor grad med funn fra andre vestlige land.

En omfattende studie ser på ulikhet i bruk av helsetjenester i 21 OECD-land med hensyn til inntektsnivå (van Doorslaer og Masseria 2004). Norge er inkludert, og det norske datagrunnlaget i analysen er Statistisk sentralbyrås levekårspanel fra år 2000. Behov måles ved selvvurdert helse og tilstedeværelse av langvarig sykdom, og ikke overraskende viser datagrunnlaget at behovet for helsehjelp er størst blant personer med lav inntekt. For bruk av allmennelegetjenester er den behovsjusterte fordelingen konsentrert blant individer med lav inntekt i nær halvparten av landene. Det er samtidig små og ikke-signifikante sosiale ulikheter i sannsynligheten for å kontakte en allmennelege, og forfatterne konkluderer derfor med at større behov er årsaken til at vi ser et større forbruk av allmennelegetjenester hos lavinntektsgruppene.

For konsultasjoner med legespesialist eksisterer det imidlertid en tydelig ulikhet i favør av de høyeste inntektsgruppene i så godt som alle landene. Norge er et av unntakene; ulikheten er positiv – altså i favør av høyinntektsgrupper – men ikke signifikant. Forfatterne finner også at rike har høyere sannsynlighet for å oppsøke en legespesialist sammenlignet med fattige, og selv om det er forskjeller mellom landene i studien, er det likevel klart at det eksisterer en ulikhet i ulike gruppers tilgang til spesialisthelsetjenesten, som er uavhengig av kjennetegn ved helsesystemene.

Funnene med hensyn til sykehusinnleggelse er tvetydige; forfatterne finner ingen klar tendens til ulikhet i favør av verken lav- eller høyinntektsgrupper. Det er heller ikke klart hva som driver forskjellene mellom land, men det ser ut til at ulikheten er svakere enn hva den er for konsultasjoner med legespesialist. En svakhet ved denne studien er at den kun analyserer sykehusinnleggelse over natten – det mangler data som beskriver omfanget av dagkirurgi. Mens det er nærliggende å tro at sykehusinnleggelse over natten hovedsakelig skjer som følge av et akutt behov for helsehjelp, utgjør trolig planlagt behandling en

betydelig del av dagkirurgien. Det finnes trolig større sosial ulikhet i sistnevnte, som dermed ikke oppfattes her.

Forfatterne foretar også en dekomponering av den observerte ulikheten for de ulike typene helsetjenester. Det viser seg at etter inntekt, er utdanning den viktigste faktoren for å forklare ulikheter i bruk.

Funnene fra den nevnte studien samsvarer i stor grad med den oppdaterte analysen gjort av Devaux og de Looper (2012), som også måler ulikhet i helsetjenestebruk i utvalgte OECD-land med nyere data. Med få unntak har den observerte ulikheten holdt seg stabil over tid, særlig for allmennlegetjenester.

Det finnes også en internasjonal studie av 13 europeiske land, som undersøker hvilke kjennetegn ved helsevesenet som kan påvirke bruk av helsetjenestene. Or, Jusot og Yilmaz (2008) finner at sosiale ulikheter i bruk av spesialisthelsetjenester er mindre i land med offentlig helsesystem og hvor legene samtidig innehar en portvaktrolle. Forfatterne finner også at sosiale ulikheter gjør seg mer gjeldende i land med høye egenandeler og i land hvor utgiftene til helsevesenet (i prosent av BNP) er lave sammenlignet med andre land.

Også den siste OECD-studien (Devaux og de Looper 2012; Devaux 2015) peker på at man i større grad ser ulikhet i bruk av helsetjenester i land hvor private helsetjenestetilbydere er mer utbredt. I enkelte land ser forfatterne også en sammenheng mellom sterk regulering av prisene på legetjenester og grad av sosial ulikhet i bruk av spesialisthelsetjenester.

2.3.4 Sammenfatning

Majoriteten av studiene kommentert her peker på behov som den viktigste faktoren for å forklare bruk av helsetjenester. Norske studier har i all hovedsak funnet at det eksisterer liten eller ingen sosial ulikhet i bruk av primærhelsetjenesten. Det kan også se ut til at denne likheten har vokst frem over tid. Av den grunn er mye av den nyere forskningen konsentrert om spesialisthelsetjenesten, hvor bildet er et annet. Særlig for konsultasjoner med privat legespesialist ser man en pro-rik tendens; denne typen helsetjenester er gjennomgående konsentrert blant personer med høy inntekt og høy utdanning. Enkelte studier har funnet systematiske forskjeller for polikliniske konsultasjoner på sykehus, men sjelden for sykehusinnleggelser.

2.4 Hvilke faktorer kan forklare ulikhet i bruk?

Ideelt sett skal kontakt med og adgang til helsetjenesten være drevet av behov. Likevel avdekker flere av studiene kommentert i forrige delkapittel at realiteten tilsynelatende er en annen, især for spesialisthelsetjenester. Hvilke faktorer kan forklare hvorfor vi stadig observerer variasjon i bruk av helsetjenester mellom sosiale grupper, selv ved likt behov?

Grovt sett kan de mulige forklaringene til variasjon i bruk deles inn i to hovedkategorier, og forklaringene er ikke gjensidig utelukkende. For det første kan det finnes svikt ved *tilbudet* – altså trekk ved helsevesenet – som fører til at fordelingen av helsetjenester ikke er i tråd med prinsippene vi ønsker at skal ligge til grunn. For det andre kan egenskaper og trekk ved individene forklare hvordan og hvorfor *etterspørselen* etter helsetjenester varierer for ulike grupper.

2.4.1 Trekk ved helsevesenet

Økonomiske barrierer

Hvordan helsetjenestene finansieres kan ha stor effekt på ulikhet i bruk. Fra komparative studier (Or, Jusot og Yilmaz 2008) vet vi at graden av sosial ulikhet i bruk av helsetjenester er større i land hvor egenandelene er høyere. Kostnader i form av egenandeler skaper en barriere som reduserer tilgangen til helsetjenestene for svake grupper, og kan dermed forsterke ulikhetene i helse (Devaux og de Looper 2012). I Norge er både egenandelene og egenandelstakene lave. Likevel er utgiften ved eksempelvis et legebesøk den samme for alle på betalingstidspunktet – gitt at man ikke har nådd frikortgrensen¹, og følgelig en større belastning for lavinntektsgrupper. Huber et al. (2008) peker også på at en ordning hvor det offentlige refunderer utlegg til medisinsk behandling kan skape tilsvarende barrierer. Ikke bare kan utgiftene være for høye for de svakest stilte gruppene; disse menneskene kan også ha lite kunnskap om rettighetene sine, eller oppleve eventuelle søknader om refusjon som problematiske.

I Norge blir privat helseforsikring stadig vanligere, og et økende antall arbeidsgivere tilbyr behandlingsforsikring til sine ansatte (Grepperud og Iversen 2011). Med privat forsikring

¹ For 2017 er egenandelstak 1 på kr 2 205, og egenandelstak 2 på kr 1 990. Begge frikortordningene er fra 1. januar 2017 automatisert; når et egenandelstak er nådd vil vedtak og frikort automatisk sendes innbyggeren per post innen tre uker (Helsenorge.no 2017; Helfo).

kan man få rask tilgang til behandling hos private tilbydere. Den samme behandlingen finnes i det offentlige helsetjenestetilbudet, men ved å behandles privat kan man unngå lang ventetid (Devaux og de Looper 2012). Dersom de som har privat forsikring skiller seg systematisk fra de som ikke har, kan dette lede til ulik adgang til helsetjenestene selv ved likt behov. Grepperud og Iversen (2011) har funnet at det ikke er vilkårlig hvem som er forsikret; unge menn med høy inntekt og ledende stilling har økt sannsynlighet for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring.

Geografisk tilgjengelighet

Den geografiske plasseringen av helsetjenestetilbudet vil påvirke den reelle tilgangen for brukerne. En norsk studie (Iversen og Kopperud 2005) har funnet en positiv sammenheng mellom bruk av private spesialisthelsetjenester som finansieres av det offentlige og geografisk tilgjengelighet av disse tjenestene. Dette er ikke i samsvar med målsettingen om et likt helsetilbud uavhengig av bosted. Spesielt problematisk er dette dersom lokaliseringen av private legespesialistene sammenfaller med bosettingsmønsteret til grupper med høy sosioøkonomisk status.

Organisering og prioritering innad i helsevesenet

Organiseringen av helsevesenet har betydning for helsetjenestenes tilgjengelighet, og kan være viktig for å forklare ulikheter i bruk.

I norsk helsevesen har fastlegen en rolle som «portvakt» for å begrense unødvendig bruk av helsevesenets ressurser. Tilgang til spesialisthelsetjenesten gis derfor vanligvis gjennom en henvisning fra fastlegen. Denne ordningen kan tenkes å lette tilgangen for lave sosiale grupper, ved at fastlegen handler på vegne av dem. Like fullt kan ordningen også virke mot sin hensikt. Avhengig av hvordan samhandlingen mellom legen og pasienten er, kan også tilgangen til videre behandling i spesialisthelsetjenesten reduseres.

Også prioritering innad i helsevesenet kan utilsiktet påvirke fordelingen mellom ulike pasientgrupper (Meld. St. 34 (2015-2016)). Dersom behandlingstilbud for lidelser som er skjevfordelt i befolkningen er lavt prioritert, kan helsetjenestene være fordelt på en måte som ikke samsvarer med behovet (St.meld. nr. 20 (2006-2007)).

Informasjons- og kulturbarrierer

Hvor og hvordan informasjon om helse og helsetjenester gis, er avgjørende for befolkningens helsekunnskap og læring om det offentlige helsetilbudet. Valg av publiseringskanaler kan påvirke hvem som mottar informasjonen, samtidig som språklig og kulturell form kan påvirke mottakerens oppfatning av budskapet (Dahl, Bergsli og van der Wel 2014). Spredning av informasjon i digitale kanaler, samt overgang til digitale løsninger, kan medføre utfordringer for enkelte grupper. Ikke alle mestrer ny teknologi, og ikke alle har tilgang til nødvendig verktøy. Et avansert språk kan likeledes skape systematiske forskjeller i helsetjenestebruk dersom det fører til at kun visse grupper evner å ta til seg informasjon om tilbud og rettigheter.

Kultur- og kommunikasjonsutfordringer kan også utspille seg i samhandlingen mellom helsepersonell og bruker/pasient. Ikke bare kan brukere uten norsk som morsmål oppleve problemer med å forstå og gjøre seg forstått – den økende rekrutteringen av utenlandsk helsepersonell kan også vanskeliggjøre kommunikasjonen for den øvrige befolkningen og for helsearbeiderne selv, dersom språkkunnskapen deres er mangelfull.

Samhandlingen mellom helsepersonell og brukere kan også påvirkes av den sosiale avstanden mellom dem. Legen kan behandle pasienter ulikt avhengig av deres sosioøkonomiske posisjon, eksempelvis gjennom å tilpasse informasjonen som gis (Dahl, Bergsli og van der Wel 2014).

2.4.2 Trekk ved individene

Utdanning

Utdanning kan bidra til å forklare ulik hjelpesøkende atferd blant ulike grupper. Høyt utdannede personer har bedre evne til å tilegne seg informasjon, og kan dermed tenkes å oppdage tegn og symptomer på sykdom tidligere (d'Uva et al. 2011). Av samme grunn har de også bedre forutsetninger for å forstå anbefalinger fra helsevesenet. Videre kan det tenkes at personer med høy utdanning søker etter informasjon mer effektivt (Sloan og Hsieh 2012), og følgelig tar en mer aktiv rolle i valg av behandler. Dette kan forklare hvorfor personer med høy utdanning er mer tilbøyelige til å benytte seg av fritt sykehusvalg (Iversen og Godager 2004), og har høyere sannsynlighet for å konsultere legespesialister sammenlignet med personer med lavere utdanning.

Transport- og tidskostnader

Tiden en bruker på konsultasjoner med lege, på transport til helsetjenesten eller benytter til helsefremmende aktiviteter har en alternativ verdi. Økonomer regner vanligvis lønn som alternativkostnaden av tid, og alternativverdien anses derfor å være høyere for personer med høy inntekt. En høy alternativkostnad av tid skulle derfor tenkes å trekke i retning av at personer med høy inntekt vil bruke mindre helsetjenester, som følge av at det er dyrere for dem å være borte fra arbeid. Det imidlertid ikke nødvendigvis tilfelle, da man normalt ikke mister inntekt ved en kort sykdomsperiode. Det kan også være slik at individer med høy sosial status i større grad enn andre har yrker med mer fleksibel arbeidstid, og dermed lettere kan oppsøke helsetjenesten ved behov.

Bosted og sentralitet øker også «kostnaden» individer står ovenfor når de skal benytte seg av helsetjenester. Eksempelvis kan lang reisevei gjøre at en blir mindre tilbøyelig til å oppsøke helsehjelp ved milde helseproblemer.

Preferanser, livsstil og helsefremmende atferd

Preferanser vil påvirke individers helserelaterte atferd og beslutninger på flerfoldige måter. For det første har individer ulike preferanser for bruk av helsetjenester. Mens noen vil foretrekke å holde høyt blodtrykk, høyt kolesterol eller diabetes type 2 i sjakk ved å endre livsstilen sin, vil andre heller ønske medikamentell behandling (St.meld. nr. 16 (2002-2003)).

Preferanser vil også påvirke individers verdsetting av fremtidige helseeffekter. I Grossman-modellen (1972), som har vært viktig for økonomers forståelse av etterspørselen etter helse og helsetjenester, anses helse som humankapital. Individer kan investere i egen helse, og helse kan følgelig analyseres som et investeringsgode. Teoretisk antar man at når et individ foretar beslutninger om optimal mengde investering, tar vedkommende også hensyn til diskontering – det vil si nåverdien av fremtidige kostnader eller fordeler. Individer vil derfor ha ulike preferanser for helseeffekter som gjør seg gjeldende i fremtiden. Grossman-modellen viser også at individer med høy utdanning har lav diskonteringsrate, hvilket betyr at de i større grad verdsetter fremtidige helsegevinster.

Grad av helsefremmende atferd vil også kunne påvirke et individs helsetilstand og vedkommendes behov for helsehjelp. Røyking er eksempelvis forbundet med høyere

forekomst av sykdom og kan resultere i økt bruk av helsetjenester, mens sunne levevaner – som mosjon og et fornuftig kosthold – vil kunne bidra til bedre helse og redusert behov.

En svensk studie (Rocca et al. 2015) undersøker sammenhengen mellom fysisk aktivitet og bruk av helsetjenester, samt hvordan forholdet påvirkes sosiodemografiske faktorer. Det undersøkes også hvilken effekt egenvurdert helse har på sammenhengen mellom fysisk aktivitet og helsetjenestebruk. Studien viser at fysisk aktivitet alene har en direkte, negativ effekt på bruk av helsetjenester. Når det kontrolleres for selvvurdert helse i modellen forsvinner imidlertid denne effekten. En mediatoranalyse forteller at effekten av fysisk aktivitet medieres gjennom egenvurdert helse; mosjon leder til bedre helse som igjen fører til redusert bruk av helsetjenester. Et overraskende funn er at den direkte effekten av fysisk aktivitet på helsetjenestebruk nå er positiv, økt fysisk aktivitet fører til økt bruk av helsetjenester – motsatt av hva en kanskje ville forvente.

Sosialt nettverk

Sosialt nettverk kan være av betydning for individers hjelpesøkende atferd. Å ha personer som står en nær, og som en kan rådføre seg med, kan eksempelvis tenkes å bidra til raskere oppdagelse av symptomer, og kan gjøre at man blir mer tilbøyelig til å oppsøke helsehjelp. En studie av Suominen-Taipale et al. (2004) har sammenlignet Eldres bruk av helsetjenester i Norge og Finland, og forfatterne fant at det å være gift var assosiert med høyere helsetjenestebruk. Særlig var denne effekten synlig for menn. Et individs sosiale nettverk vil trolig også påvirke vedkommendes livsstil og omfang av helsefremmende aktiviteter.

3 Data og variabler

I dette kapittelet beskrives først datamaterialet og hvordan dette er bearbeidet for å passe analysen. I kapittel 3.2 følger en redegjørelse for valg av variabler, samt beskrivelser av operasjonaliseringen av disse. For en fullstendig oversikt over variablene som inngår i de videre analysene, se Tabell A1 (Vedlegg). Avslutningsvis presenteres det i kapittel 3.3 deskriptiv statistikk for utvalget.

3.1 Beskrivelse av datamaterialet

Alle data er hentet fra Statistisk sentralbyrås (SSB) levekårsundersøkelse om helse fra 2015, som er gjort tilgjengelig gjennom Norsk senter for forskningsdata (NSD).

SSB har foretatt temaroterende levekårsundersøkelser siden 1973, og fra 1996 er undersøkelsene gjennomført årlig. Helse var tema for første gang i 1968, deretter i 1975 og 1985. I 1995 skjedde det en større omlegging, og fra da av har helse, omsorg og sosial kontakt vært tema fem ganger – i 1998, 2002, 2005, 2008, og 2012 (Statistisk sentralbyrå 2016). Fra og med 2015 er levekårsundersøkelsen om helse samordnet med den europeiske helseintervjuundersøkelsen (European Health Interview Survey (EHIS)). Dette har medført noen omlegginger i forhold til tidligere undersøkelser – enkelte spørsmål har blitt omformulert, men samtidig har nye kommet til (Isungset og Lunde 2017).

Dataene er samlet inn i perioden august til desember 2015, og undersøkelsen er gjennomført som PC-assistert telefonintervju. Før intervjuet er informasjon om respondentenes husholdning og arbeidssted hentet inn, og disse opplysningene kontrolleres med intervjuobjektet. I etterkant av intervjuet er det også koplet på opplysninger om individenes inntekt, formue og utdanning fra offisielle registre (Isungset og Lunde 2017).

3.1.1 Utvalg

Til helseintervjuundersøkelsen i 2015 ble det trukket et landsrepresentativt utvalg fra SSBs befolkningsdatabase BEREG. Utvalget bestod opprinnelig av 14 000 personer i alderen 16 år og eldre. Utvalget er stratifisert, og det er i hvert fylke trukket 700 potensielle respondenter – unntatt i Oslo, hvor det er trukket 1 400. 252 personer var ikke lenger i målgruppen, enten som følge av dødsfall, eller at de viste seg å være bosatt i utlandet eller

på institusjon. Med et bruttoutvalg på 13 748 personer endte undersøkelsen med en svarprosent på 59 % (Isungset og Lunde 2017).

Utvalgsskjevhet og vekting

De to viktigste årsakene til frafall er at intervjuerne ikke har oppnådd kontakt med personene, eller at personene ikke ønsker å delta. Frafall og ulik trekksannsynlighet kan føre til skjevheter. Det faktum at det i bruttoutvalget er trukket et likt antall personer i hvert fylke, med unntak av i Oslo, kan lede til at nettoutvalget ikke er helt representativt for befolkningen. For tverrsnittsundersøkelser er dette et problem dersom de som velger å delta, skiller seg systematisk fra de som ikke deltar. Det er konstruert vektorer for å korrigere for noen av disse skjevhetene. Personvektene vil føre til at individer med kjennetegn som er underrepresentert i utvalget, sammenlignet med i befolkningen som helhet, teller mer – mens personer med kjennetegn som er overrepresentert i utvalget teller mindre (Isungset og Lunde 2017).

3.1.2 Bearbeidet utvalg

Det opprinnelige datamaterialet inneholder 8 164 observasjoner – 50,33 % menn og 49,67 % kvinner. Alle individene som mangler verdier på én eller flere av variablene som anvendes i analysene er utelatt fra datasettet. Sammenlagt gjelder dette 337 observasjoner. Det bearbejdede utvalget består dermed av 7 827 observasjoner, hvorav 50,95 % menn og 49,05 % kvinner.

3.2 Variabler

I det følgende redegjøres det for valget av variablene som inngår i de kommende analysene. Variablene er valgt ut på bakgrunn av empirien og teorien presentert i kapittel 2. For en fullstendig oversikt over variablene og referansegruppene, se Tabell A1 (Vedlegg).

3.2.1 Avhengige variabler: Bruk av helsetjenester

Levekårsundersøkelsen om helse inneholder spørsmål om bruk av fire ulike typer somatiske helsetjenester; konsultasjon med fastlege eller annen allmennlege, sykehusinnleggelse, dagopphold, og konsultasjoner med legespesialist. De ulike helsetjenestene vil analyseres

hver for seg, og det vil måles ulikhet både i det totale antallet kontakter og i sannsynligheten for kontakt. Av den grunn skiller utfallsvariablene som beskrives i det følgende mellom «minst én kontakt» og «antall kontakter» med helsetjenesten.

Konsultasjon med fastlege

I intervjuet blir respondentene først spurt om når de sist var hos fastlege eller annen allmennlege. Bare egne konsultasjoner skal regnes med, ikke tilfeller hvor vedkommende har fulgt andre. Imidlertid er alle typer konsultasjoner, også telefonkontakt, medregnet. Dersom respondentene svarer at har hatt kontakt med fastlege eller annen allmennlege for mindre enn 12 måneder siden, blir de så spurt om omtrent hvor mange kontakter de hadde i denne perioden.

Variabelen som beskriver sannsynligheten for minst én legekontakt er binær, og tar verdien 1 dersom individet oppgir å ha hatt kontakt med fastlege eller annen allmennlege i løpet av de siste 12 måneder². En diskret variabel beskriver antallet kontakter; denne tar verdien 0 dersom respondenten oppgir å ikke ha hatt kontakt med fastlegen eller annen allmennlege det siste året.

Sykehusinnleggelser

Respondentene blir spurt om de i løpet av de siste 12 månedene har vært innlagt på sykehus over natten. For kvinner under 50 år regnes også sykehusopphold i forbindelse med fødsel med. Dersom de intervjuede personene oppgir å ha vært innlagt på sykehus i løpet av det siste året, blir de så spurt om hvor mange opphold de har hatt.

Variabelen som beskriver om en person har hatt minst én sykehusinnleggelse er binær. Den tar verdien 1 dersom personen oppgir å ha vært innlagt på sykehus over natten i løpet av de siste 12 månedene. En diskret variabel beskriver antallet innleggelser.

Dagopphold

Videre blir respondentene spurt om de i løpet av de siste 12 månedene har vært på sykehus som dagpasient. Å ha vært dagpasient innebærer å ha vært på sykehus til utredning eller

² 19 personer som først oppga å ha hatt kontakt med fastlegen i løpet av de siste 12 månedene, men som deretter svarte «0» på oppfølgingsspørsmålet om antall kontakter, er gitt verdien 0 i den binære variabelen.

behandling som er mer omfattende enn en poliklinisk konsultasjon, men hvor man ikke har vært innlagt over natten (Isungset og Lunde 2017). Dersom respondentene svarer ja, blir de så spurt om hvor mange opphold som dagpasient de har hatt.

En binær variabel beskriver om en person har hatt for minst ett dagopphold i løpet av det siste året. Variabelen tar verdien 1 dersom den intervjuede personen oppgir å ha vært dagpasient. En diskret variabel beskriver antall opphold, og tar verdien 0 dersom et individ ikke har vært dagpasient i løpet av perioden.

Konsultasjon med legespesialist

Den siste typen helsetjeneste det spørres om er bruk av legespesialist. Respondentene blir spurt om når de sist konsulterte legespesialist på poliklinikk eller en privat spesialist. I helseintervjuundersøkelsen fra 2015 skilles det altså ikke mellom bruk av offentlig og privat spesialist, slik det har vært gjort i tidligere årganger. Dersom respondenten svarer at det var mindre enn 12 måneder siden forrige konsultasjon, blir vedkommende spurt om hvor mange konsultasjoner han har hatt de siste 12 månedene.

For å beskrive om en person har hatt minst én kontakt, anvendes en binær variabel, som tar verdien 1 dersom respondenten oppgir å ha konsultert en legespesialist det siste året. En diskret variabel beskriver antallet konsultasjoner.

3.2.2 Forklaringsvariabler: «Behovsvariabler»

I analyser av ulikhet i bruk av helsetjenester er det, som tidligere nevnt, avgjørende å justere for behov for å kunne konkludere om eventuell gjenværende ulikhet er sosialt betinget. Begrepet «behov» er drøftet i litteraturen (se eksempelvis Culyer og Wagstaff (1993)), og en vanlig tolkning er medisinsk behov. Ved bruk av spørreundersøkelser er det ikke mulig å måle behovet for helsetjenester direkte i den forstand. Av den grunn benyttes demografisk informasjon sammen med intervjuobjektene selvrapporterte helseopplysninger, for eksempel egenvurdert helse og forekomst av langvarige helseproblemer, som en tilnærming til behov (O'Donnell et al. 2008). Disse skal fange opp individets behov for helsetjenester.

Behov

Selvrapporterte helseopplysninger beskriver respondentenes subjektive oppfatning av egen helsetilstand. Dermed kan ulike oppfatninger av og forventninger til helse føre til at de rapporterte målene varierer mellom sosioøkonomiske grupper. Om variasjonen er systematisk, for eksempel ved at lavere sosiale grupper gjennomgående vurderer sin helse som bedre enn hva den egentlig er, vil ikke selvrapporterte helseindikatorer være egnet til å beskrive helseulikhetene i befolkningen (O'Donnell et al. 2008). Likevel har slike helsemål vist seg å samsvare godt med andre, mer objektive mål på helse. Egenvurdert helse har eksempelvis vist seg å forutse dødelighet med stor nøyaktighet (Idler og Benyamini (1997), sitert av Wagstaff og van Doorslaer (2000)).

En ulempe forbundet med de selvrapporterte helseindikatorerne som benyttes her, er imidlertid at disse gjenspeiler individets opplevelse av egen helse på intervjudispunktet. Spørsmålene som omhandler bruk av helsetjenester beskriver på sin side bruken i de siste 12 månedene før intervjuet fant sted. Respondentene vurderer med andre ord helsen sin i etterkant av å ha mottatt eventuell medisinsk behandling – noe som kan ha påvirket individenes helsetilstand og deres vurdering av den.

Egenvurdert helse

I helseintervjuundersøkelsen blir respondentene spurt hvordan de i alminnelighet vurderer sin egen helse, og kan velge blant svaralternativene «svært god», «god», «verken god eller dårlig», «dårlig», og «svært dårlig». Majoriteten oppgir å ha enten «svært god» eller «god helse», og av den grunn er de resterende tre kategoriene slått sammen. I analysene er variabelen egenvurdert helse operasjonalisert som en vektor av binære variable for gruppene «svært god helse», «god helse» (referansegruppe) og «dårlig helse».

Langvarige helseplager

Det inkluderes også informasjon om forekomsten av langvarige helseproblemer. De intervjuede personene blir spurt om de har noen langvarige sykdommer eller helseplager som har vart, eller forventes å vare, i minst seks måneder. Også sesongbetonte sykdommer samt plager som kommer og går skal medregnes (Isungset og Lunde 2017). Det er opprettet en binær variabel som tar verdien 1 dersom individene svarer ja på nevnte spørsmål. Denne variabelen fanger opp helseplager som individet ikke nødvendigvis har fått en diagnose for.

Grad av begrensninger som følge av helseplager

Individer som oppgir å enten ha langvarige helseplager, funksjonshemninger eller plager som følge av skade, blir spurt om disse helseproblemene skaper begrensninger i å utføre vanlige, hverdagslige aktiviteter. Dersom respondentene svarer ja, og i tillegg forteller at dette har vart i seks måneder eller mer, blir de så spurt om i hvilken grad de opplever begrensninger. Svaralternativene er «store begrensninger» eller «noen begrensninger». For begge gruppene er det opprettet binære variabler for å indikere omfanget av begrensningene. Disse sammenlignes mot personer uten begrensninger.

Kroniske sykdommer eller lidelser

I løpet av intervjuet får respondentene opplest en liste over 16 konkrete, varige helseproblemer. Listen inneholder følgende lidelser: astma; kronisk bronkitt, kols eller emfysem; hjerteinfarkt eller varige plager etter hjerteinfarkt; angina (hjertekrampe); høyt blodtrykk; hjerneslag eller varige plager etter slag; artrose (slitasjegikt); ryggglidelse; nakkidelelse; diabetes; pollenallergi; kronisk leversvikt; urininkontinens; kronisk nyresvikt; depresjon; og ondartet kreft. Dette er sykdommer mange lider av, og som gjerne genererer bruk av ulike helsetjenester (Isungset og Lunde 2017). For hver sykdom blir individene spurt om de har hatt denne sykdommen i løpet av de siste 12 månedene.

I analysene inkluderes det en binær variabel som tar verdien 1 dersom individet oppgir å ha én av disse kroniske sykdommene. En annen binær variabel tar verdien 1 dersom individet har mer enn en av lidelsene, og indikerer følgelig komorbiditet. Personer som oppgir å ikke ha eller ha hatt noen av sykdommene er referansegruppen.

Skadet i ulykke

Det er også inkludert en binær variabel som tar verdien 1 dersom individet oppgir å ha vært skadet i en ulykke i løpet av de siste 12 månedene. Variabelen er operasjonalisert gjennom tre spørsmål om hvorvidt respondenten har vært skadet i henholdsvis en trafikkulykke, en hjemmeulykke eller en fritidsulykke i løpet av det siste kalenderåret.

Demografiske variabler

Selv om verken alder eller kjønn i seg selv er faktorer som skal ligge til grunn for tildelingen av helsehjelp, kan disse påvirke både helse og helsetjenestebruk. Det er derfor valgt å inkludere disse variablene i behovsjusteringen.

Alder og kjønn

Ut ifra respondentenes alder på intervjutidspunktet er utvalget inndelt i aldersgruppene 15-24 år, 25-44 år, 45-66 år, 67-79 år, og 80+ år. Som følge av at det er få individer i den eldste aldersgruppen, er de to sistnevnte gruppene slått sammen.

I analysene er det benyttet syv binære variable som indikerer både individets kjønn og aldersgruppe – som enten er «15-24 år», «25-44 år», «45-66 år», eller «67+ år». «Mann 45-66 år» er referansegruppen.

3.2.3 Kontrollvariabler: «Ikke-behovsvariabler»

Kontrollvariablene er bakgrunnsvariabler som det ikke skal standardiseres for, men som ville ha påvirket regresjonskoeffisientene dersom de var utelatt fra modellen (O'Donnell et al. 2008). Med unntak av variablene som beskriver livsstil og helsedeterminanter, er kontrollvariablene det gjøres rede for i det følgende, i utgangspunktet ikke direkte relatert til verken behov eller helsetilstand. Likevel er de relevante for bruk av helsetjenester.

Sosioøkonomisk status

Tradisjonelt benyttes utdanning, inntekt og yrke for å beskrive sosioøkonomisk status. Ofte er utdanning foretrukket, da det er visse praktiske fordeler knyttet til dette målet sammenlignet med inntekt og yrke, med hensyn til å plassere individer i det sosioøkonomiske hierarkiet. Opplysninger om utdanningsnivå rangerer umiddelbart individene fra «lavt» til «høyt» i hierarkiet, og målet er derfor godt egnet for å analysere en hel befolkning. Årsaken er at alle kan klassifiseres etter egen utdanning. For barn og unge som er under utdanning kan imidlertid utdanning være en mindre egnet indikator på sosial posisjon, men dette kan løses ved å inkludere supplerende husholdningsopplysninger. Med tanke på hvor stor økning det har vært i andelen av befolkningen med høy utdanning, kan utdanningslengde også gi et feilaktig bilde av sosioøkonomisk status for eldre. I den eldre befolkningen er det lite variasjon i utdanningslengde, da det tidligere var langt færre som tok utdanning på høyskole- eller universitetsnivå. Dersom man velger å benytte yrkesklassifiseringer for å måle sosial posisjon, vil man i større grad ekskludere personer uten tilknytning til arbeidsmarkedet – eksempelvis arbeidsledige, studenter og trygdede; de som ikke har et yrke på intervjutidspunktet. Både yrke og inntekt kan variere over livsløpet.

Utdanningen er i motsetning relativt stabil; den etableres tidlig i livet og forandrer seg deretter lite (Elstad 2008).

Som velstandsmål i analysen er det valgt å benytte opplysninger om husholdningens inntekt for å rangere individene med hensyn til sosioøkonomisk status – dette til tross for de nevnte fordelene forbundet med utdanning. Årsaken er at det antas at husholdets inntekt, som beskrives i neste avsnitt, er bedre egnet til å klassifisere individene i det sosioøkonomiske hierarkiet. Husholdningens inntekt kan tenkes å indikere hvilke ressurser et individ har, mens individets egen utdanning kan anses å uttrykke vedkommendes kunnskap om helse.

Inntekt

Inntektsopplysninger fra foregående år (2014) er hentet fra SSBs inntektsregister, og er i likhet med utdanningsopplysningene påkopledd datafilen i etterkant av intervjuet.

For å konstruere konsentrasjonsindekser er det nødvendig å rangere individene etter et velstandsmål. Variabelen som vil bli benyttet til dette formålet er «ekvivalent netto månedlig husholdsinntekt inndelt i kvintiler». Ekvivalensinntekten er beregnet som følger:

$$\text{Ekvivalent netto månedlig husholdsinntekt} = \frac{\text{Total netto månedlig inntekt i husholdet}}{\text{Ekvivalent husholdsstørrelse}}$$

Netto inntekt er den summen husholdet har tilgjengelig til forbruk eller sparing, etter skatt og andre fratrekk. Husholdets samlede inntekt beregnes ved å summere husholdsmedlemmenes inntekter – eksempelvis arbeidsinntekt, inntekt fra investeringer, og sosiale trygder. Hvert medlem av husholdningen er vektet (etter den modifiserte utgaven av OECD-ekvivalensskalaen, med vekt 1 til første voksne person; vekt 0,5 til neste og følgende voksne personer; og vekt 0,3 for hvert barn under 14 år), og dermed tas det hensyn til at husholdningene har ulik størrelse og sammensetning. Videre er inntektsvariabelen inndelt i kvintiler. Det gjøres ved å først rangere respondentene etter verdien på ekvivalent netto månedlig husholdsinntekt, og deretter dele utvalget inn i fem like store grupper. På den måten befinner 20 % av respondentene seg i hver gruppe (Isungset og Lunde 2017).

Utdanningsnivå

Informasjon om respondentenes høyeste fullførte utdanning er hentet fra utdanningsregisteret i oktober 2014 og påkopledd datasettet. Utdanningsvariabelen er operasjonalisert som en vektor av binære variable for ulike utdanningsgrupper. Gruppene er

inndelt i samsvar med den tredelingen av utdanningsnivå som beskrives i Norsk standard for utdanningsgruppering (NUS 2000). Personer med utdanning på barne- og ungdomsskolenivå er plassert i gruppen kalt «primærutdanning». I neste gruppe, «sekundærutdanning», er personer med videregående utdanning – det vil si 11. til 13. klassetrinn – plassert. Denne gruppen omfatter også personer med påbygging til videregående utdanning – det vil si utdanning på 14. klassetrinn og høyere, men som ikke regnes som høyskole- eller universitetsutdanning. I den tredje utdanningsgruppen, kalt «tertiærutdanning», er personer med utdanning fra universitet og høyskole (både 14.-17. klassetrinn, og 18.-19. klassetrinn), samt personer med forskerutdanning (20. klassetrinn og over). Personer uten utdanning, eller med utdanning på førskolenivå, er sammen med personer med uoppgitt utdanningsnivå og dem som mangler registeropplysninger om utdanning samlet i en gruppe kalt «manglende utdanning».

Selvdefinert økonomisk status

Levekårsundersøkelsen inneholder informasjon om respondentenes selvdefinerte økonomiske status. Å inkludere opplysninger om individenes tilknytning til arbeidsmarkedet kan belyse hvilken effekt dette har på bruk av helsetjenester. Variabelen er operasjonalisert som en vektor av binære variable. Det skilles mellom «heltid» (som inkluderer både ansatte og selvstendig næringsdrivende), «deltid» (også både ansatte og næringsdrivende), «arbeidsledig», «student» (denne gruppen inkluderer også elever i arbeidsrettet opplæring og personer som utfører verneplikt), «pensjonist», «ufør» (omfatter også personer som av andre årsaker ikke er i stand til å arbeide), samt «utenfor arbeidslivet» – det vil si personer som er hjemmearbeidende eller på annen måte økonomisk inaktive. Referansekategori er «heltid», og dummyvariablene indikerer dermed grupper med svakere tilknytning til arbeidsmarkedet enn referansegruppen.

Bosted

Med tanke på det spredte bosettingsmønsteret i Norge kan geografisk tilgjengelighet til helsetjenesten tenkes å være av betydning for ulikheter i bruk. Dette bekreftes også av flere studier, som nevnt i kapittel 2.3. Særlig for spesialisthelsetjenesten er det funnet effekter av både lokalisering og legetetthet. Datasettet denne studien er basert på er på fylkesnivå, og inneholder av personvern hensyn ikke opplysninger om bostedsstrøk, det vil si hvorvidt respondentene er bosatt i tettbygde eller spredtbygde strøk. Bostedsvariabelen inkludert i

analysen er en vektor av binære variable som indikerer fylke, hvor Oslo er referansegruppen. Fylkesvariablene er således ikke egnet til å undersøke effekten av geografiske variasjoner i helsetilbudet, men vil inkluderes for å kunne kontrollere for effekten på de andre variablene.

Innvandringsbakgrunn

En vektor bestående av to binære variabler beskriver individets innvandringsbakgrunn. Personer som er født i Norge og har norsk statsborgerskap er referansegruppen. Individer som enten er født i utlandet eller har utenlandsk statsborgerskap regnes å ha innvandringsbakgrunn. Det skilles mellom personer med bakgrunn fra Europa, og personer med bakgrunn fra utenfor Europa.

Sosialt nettverk

Sosialt nettverk kan som nevnt påvirke et individs tilbøyelighet til å søke helsehjelp. Det er imidlertid få spørsmål i intervjuet som på en god måte kartlegger respondentens sosiale nettverk, og da særlig størrelsen på nettverket. Det er av den grunn valgt å inkludere opplysninger om hvorvidt den intervjuede personen har fortrolige, og om respondenten lever i et parforhold.

Har fortrolige

I levekårsundersøkelsens del om sosial kontakt blir respondentene spurt om de har noen som står dem nær og som de kan snakke fortrolig med. En binær variabel tar verdien 1 dersom den intervjuede personen svarer «ja» på dette spørsmålet.

Lever i et parforhold

Et av spørsmålene som søker å kartlegge husholdningen spør om den intervjuede personen lever i et parforhold. Svaralternativene er «Ja, gift/registrert partner», «Ja, samboende», og «Nei». Det er valgt å benytte denne informasjonen i analysene fremfor formell ekteskapelig status. Årsaken er at dette spørsmålet anses som bedre egnet til å beskrive individets sosiale nettverk, da opplysninger om ekteskapelig status ikke fanger opp verken samboende par eller giftes bosituasjon. To binære variabler er opprettet; én for individene som er gift, og én for individer som er samboende. Personer som ikke lever i et parforhold, er dermed referansegruppen.

Livsstil og helse-determinanter

Individens livsstil og grad av helsefremmende atferd antas å ha en effekt på behov som målt ved indikatorene beskrevet i del 3.2.2, og kan dermed bidra til å forklare ulik helsetjenestebruk. Likevel er det ikke ønskelig å standardisere for slike kjennetegn, men heller undersøke hvilken betydning de har for ulikhet i bruk. En skulle forvente en negativ sammenheng mellom fysisk aktivitet og bruk av helsetjenester, og høyere bruk ved daglig røyking og ved forekomst av fedme.

Fysisk aktivitet

De intervjuede personene blir spurt hvor ofte de trener/mosjonerer på fritiden. Svaralternativene er «aldri», «sjeldnere enn en gang i uka», og «en gang i uka eller mer». I analysen inkluderes en vektor av binære variabler for å beskrive hvor fysiske aktiv individet er. Personer som trener ukentlig, er referanse-kategorien.

Røyking

Spørsmål om røykevaner er også inkludert i spørreundersøkelsen. En binær variabel tar verdien 1 dersom respondentene oppgir å røyke daglig. Personer som ikke oppgir å røyke, eller som røyker «av og til», er gitt verdien 0 og er følgelig referanse-kategorien.

Fedme

I intervjuet blir respondentene bedt om å oppgi høyde (i cm) og vekt (i kg). For å beregne forekomsten av fedme beregnes først BMI etter følgende formel:

$$\text{BMI} = \frac{\text{Vekt i kg}}{(\text{Høyde i m})^2} = \frac{\text{Vekt i kg}}{(\text{Høyde i cm})^2} \times 10\,000$$

Det er deretter opprettet en binær variabel som tar verdien 1 dersom respondenten har en BMI over (>) 30, som definert av nevnte formel.

3.3 Deskriptiv statistikk

Tabell 3.1 beskriver utvalgets bruk av helsetjenester de siste 12 måneder. Det vil ikke gjøres separate analyser for menn og kvinner, men det er likevel interessant å se forskjellene i helsetjenestebruk mellom kjønnene. Kvinner bruker gjennomgående mer helsetjenester enn menn. For alle typene helsetjenester har kvinner i gjennomsnitt flere besøk, og de har også

Tabell 3.1: Utvalgets bruk av helsetjenester, siste 12 måneder

	Gjennomsnitt (standardavvik)					
	Menn		Kvinner		Totalt	
Totalt antall kontakter med helsetjenestene						
Konsultasjoner med fastlege/annen allmennlege	2,54	(4,44)	3,57	(4,77)	3,05	(4,64)
Sykehusinnleggelser	0,17	(1,19)	0,22	(1,79)	0,20	(1,52)
Dagopphold	0,35	(1,62)	0,44	(2,61)	0,39	(2,16)
Konsultasjoner med legespesialist	0,78	(2,93)	1,02	(3,14)	0,90	(3,04)
Sannsynlighet for minst én kontakt med helsetjenestene						
Konsultasjon med fastlege/annen allmennlege	0,68	(0,47)	0,80	(0,40)	0,74	(0,44)
Sykehusinnleggelse	0,08	(0,28)	0,12	(0,33)	0,10	(0,30)
Dagopphold	0,14	(0,35)	0,16	(0,37)	0,15	(0,36)
Konsultasjon med legespesialist	0,29	(0,45)	0,39	(0,49)	0,34	(0,47)

(n: Menn = 3 988; Kvinner = 3 839)

høyere sannsynlighet for kontakt. Samlet sett har 74 % av utvalget hatt minst én kontakt med fastlegen i løpet av de siste 12 månedene. Andelen som har vært innlagt på sykehus i samme periode er lav; kun 10 %. Samtidig har 15 % hatt minst ett dagopphold, og 34 % minst én kontakt med legespesialist.

Tabell 3.2 inneholder deskriptiv statistikk for utvalget. Noen forskjeller mellom kjønnene gjør seg synlig også her. Andelen som vurderer helsen sin som svært god er tilnærmet lik for begge kjønn. Det er imidlertid flere kvinner enn menn vurderer sin egen helse som dårlig. En større andel kvinner opplyser også om forekomst av langvarige helseplager eller kroniske sykdommer, og om begrensninger som følge av langvarig sykdom.

For ikke-behovsvariablene ser vi at det er færre menn med lav (husholds)inntekt, men flere kvinner med høyere utdanning. En stor andel av mennene menn arbeider heltid, mens blant kvinner er andelen som jobber deltid langt høyere. Det er også flere kvinner som oppgir å være utenfor arbeidsmarkedet. Kvinner trener mer enn menn, men røykevaner og forekomst av fedme er forholdsvis likt fordelt mellom kjønnene.

I Tabell 3.3 vises fordelingen av helsetjenestebruk, som målt ved andelen som har hatt minst én kontakt, etter et utvalg variabler.

Sannsynligheten for kontakt med både fastlege og legespesialist øker med alder, for begge kjønn. Med få unntak gjelder dette mønsteret også for sykehusinnleggelser og dagopphold. Den eldste aldersgruppen har klart flest sykehusinnleggelser.

Tabell 3.2: Deskriptiv statistikk for utvalget

	Menn		Kvinner			Menn		Kvinner	
	Antall	Andel	Antall	Andel		Antall	Andel	Antall	Andel
Respondenter	3988	(50,95)	3839	(49,05)	Økonomisk status				
					Arbeider heltid	2401	(60,21)	1742	(45,38)
Kontakt med helsetjenesten:					Arbeider deltid	130	(3,26)	449	(11,70)
<i>Fastlege/allmennlege</i>					Student, vernepliktig	424	(10,63)	477	(12,43)
Ja	2730	(68,46)	3068	(79,92)	Pensjonist	732	(18,36)	741	(19,30)
Nei	1258	(31,54)	771	(20,08)	Ufør	204	(5,12)	253	(6,59)
Sykehusinnleggelse					Utenfor arbeidsmarked	97	(2,43)	177	(4,61)
Ja	337	(8,45)	462	(12,03)	Bosted				
Nei	3651	(91,55)	3377	(87,97)	Østfold	207	(5,19)	156	(4,06)
Dagopphold					Akershus	206	(5,17)	222	(5,78)
Ja	558	(13,99)	614	(15,99)	Oslo	413	(10,36)	447	(11,64)
Nei	3430	(86,01)	3225	(84,01)	Hedmark	196	(4,91)	199	(5,18)
Legespesialist					Oppland	198	(4,96)	179	(4,66)
Ja	1138	(28,54)	1493	(38,89)	Buskerud	198	(4,96)	196	(5,11)
Nei	2850	(71,46)	2346	(61,11)	Vestfold	183	(4,59)	191	(4,98)
Behovsfaktorer:					Telemark	179	(4,49)	184	(4,79)
<i>Egenvurdert helse</i>					Aust-Agder	188	(4,71)	183	(4,77)
Svært god helse	1251	(31,37)	1211	(31,54)	Vest-Agder	192	(4,81)	192	(5,00)
God helse	1996	(50,05)	1847	(48,11)	Rogaland	199	(4,99)	204	(5,31)
Dårlig helse	741	(18,58)	781	(20,34)	Hordaland	230	(5,77)	199	(5,18)
Langvarig sykdom					Sogn og Fjordane	212	(5,32)	173	(4,51)
Ja	1218	(30,54)	1426	(37,15)	Møre og Romsdal	188	(4,71)	163	(4,25)
Nei	2770	(69,46)	2413	(62,85)	Sør-Trøndelag	213	(5,34)	203	(5,29)
Kroniske sykdommer					Nord-Trøndelag	207	(5,19)	189	(4,92)
Ingen	2039	(51,13)	1786	(46,52)	Nordland	202	(5,07)	199	(5,18)
1 kronisk sykdom	1141	(28,61)	1019	(26,54)	Troms	204	(5,12)	187	(4,87)
>1 kronisk sykdom	808	(20,26)	1034	(26,93)	Finnmark	173	(4,34)	173	(4,51)
Begrensninger					Innvandringsbakgrunn				
Ingen	3450	(86,51)	3111	(81,04)	Nei	3506	(87,91)	3421	(89,11)
Noen	350	(8,78)	485	(12,63)	Ja, fra Europa	280	(7,02)	255	(6,64)
Store	188	(4,71)	243	(6,33)	Ja, fra utenfor Europa	202	(5,07)	163	(4,25)
Ulykke siste 12 mnd.					Lever i et parforhold				
Ja	329	(8,25)	241	(6,28)	Gift	1924	(48,24)	1772	(46,16)
Nei	3659	(91,75)	3598	(93,72)	Samboer	568	(14,24)	597	(15,55)
Aldersgrupper					Nei	1496	(37,51)	1470	(38,29)
16-24 år	606	(15,20)	547	(14,25)	Har fortrolige				
25-44 år	1204	(30,19)	1170	(30,48)	Ja	3856	(96,69)	3749	(97,66)
45-66 år	1472	(36,91)	1447	(37,69)	Nei	132	(3,31)	90	(2,34)
67- år	706	(17,70)	675	(17,58)	Trening				
					Ukentlig	2831	(70,99)	2914	(75,91)
Ikke-behovsfaktorer:					Sjeldnere	559	(14,02)	438	(11,41)
<i>Inntekt</i>					Aldri	598	(14,99)	487	(12,69)
< 19 440 kr	661	(16,57)	718	(18,70)	Røyker daglig				
19 441-25 225 kr	765	(19,18)	740	(19,28)	Ja	508	(12,74)	481	(12,53)
25 226-30 550 kr	863	(21,64)	745	(19,41)	Nei	3480	(87,26)	3358	(87,47)
30 551-37 879 kr	839	(21,04)	835	(21,75)	Fedme				
37 880-594 427 kr	860	(21,56)	801	(20,86)	Ja	543	(13,62)	463	(12,06)
Utdanning					Nei	3445	(86,38)	3376	(87,94)
Primær	861	(21,59)	798	(20,79)					
Sekundær	1798	(45,09)	1400	(36,47)					
Tertiær	1179	(29,56)	1509	(39,31)					
Ingen/mangler	150	(3,76)	132	(3,44)					

For alle helsetjenestene ser vi at dårlig helse – som målt ved både egenvurdert helse, forekomst av langvarige helseplager og forekomst av kroniske sykdommer – leder til økt sannsynlighet for kontakt. Mønsteret er tydelig for begge kjønn.

For inntekt og utdanning er ikke mønsteret like entydig som for helsevariablene. Andelen som har hatt kontakt med helsetjenestene er lavere for tertiærutdanning enn for primær- og sekundærutdanning. For inntekt er det større variasjon mellom gruppene, og ingen tydelig sammenheng. Andelen som har hatt kontakt med fastlege er relativt lik uavhengig av inntekt. For kvinner er andelen som har hatt minst én kontakt med legespesialist større i de høyeste inntektsgruppene.

Tabell 3.3: Fordeling av helsetjenestebruk (målt som andelen av utvalget med minst én kontakt) etter utvalgte variabler

	%		Konsultasjon med fastlege/allmennlege		Sykehusinnleggelse		Dagopphold		Konsultasjon med legespesialist	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
Aldersgrupper										
15-24 år	15,20	14,25	55,45	75,87	4,62	9,32	10,73	13,16	18,15	25,78
25-44 år	30,19	30,48	60,05	78,55	4,90	12,05	10,05	16,24	20,85	38,89
45-66 år	36,91	37,69	72,35	79,61	9,65	8,98	15,56	16,86	31,45	41,81
67- år	17,70	17,58	85,84	86,22	15,30	20,74	20,25	16,00	44,48	43,26
Andel	50,95	49,05								
N	3 988,00	3 839,00								
Egenvurdert helse										
Svært god	31,37	31,54	58,03	71,43	4,72	8,01	7,83	9,74	17,91	30,39
God	50,05	48,11	69,29	80,51	7,57	10,67	13,63	15,54	28,76	37,95
Dårlig	18,58	20,34	83,81	91,68	17,14	21,51	25,37	26,76	45,88	54,29
Langvarig sykdom										
Ja	30,54	37,15	84,65	90,74	15,52	17,74	24,88	24,40	46,80	53,93
Nei	69,46	62,85	61,34	73,52	5,34	8,66	9,21	11,02	20,51	30,00
Kroniske sykdommer										
Ingen	51,13	46,52	58,21	71,33	4,90	7,50	8,83	11,37	19,72	29,90
1 kronisk sykdom	28,61	26,54	72,48	84,10	8,85	12,27	14,29	17,27	28,22	42,10
>1 kronisk sykdom	20,26	26,93	88,61	90,62	16,83	19,63	26,61	22,73	51,24	51,26
Inntekt										
< 19 440 kr	16,57	18,70	63,09	76,04	8,62	12,81	10,14	13,37	23,60	35,24
19 441-25 225 kr	19,18	19,28	72,55	82,03	9,02	11,62	16,73	15,81	29,93	36,35
25 226-30 550 kr	21,64	19,41	68,83	79,46	8,57	14,90	15,99	15,70	29,32	40,94
30 551-37 879 kr	21,04	21,75	69,25	83,95	9,18	11,26	13,95	17,37	28,13	41,08
37 880-594 427 kr	21,56	20,86	67,79	77,65	6,98	9,86	12,56	17,35	30,70	40,32
Utdanning										
Primærutdanning	21,59	20,79	66,78	79,95	8,48	16,04	14,63	16,17	24,16	34,84
Sekundærutdanning	45,09	36,47	71,97	83,71	10,29	11,64	14,57	17,00	30,65	40,93
Tertiærutdanning	29,56	39,31	65,39	77,47	6,19	10,74	12,81	15,11	29,86	40,56
Ingen/mangler opplysninger	3,76	3,44	60,00	67,42	4,00	6,82	12,67	14,39	18,00	22,73

4 Metode

Ulikhet i bruk av helsetjenester kan uttrykkes ved hjelp av konsentrasjonskurver og konsentrasjonsindekser. Disse er brukt for å vise og måle ulikhet i fordelingen av et gode med hensyn til et valgt mål på velstand. Både helsemål og andre helsevariabler kan undersøkes ved hjelp av denne metoden som ble introdusert av Wagstaff, van Doorslaer og Paci (1989). Det er i Norge få studier som har tatt i bruk denne tilnærmingen, men internasjonalt er den helt sentral i forskningen på ulikhet i helse og helsetjenestebruk.

Konsentrasjonskurver gir en grafisk og intuitiv fremstilling av fordelingen av et gode. Kurvene gjør det mulig å identifisere ulikhet, men for å måle omfanget på en måte som lar oss sammenligne ulikhet over tid, mellom land, eller på tvers av helsetjenester, er det nødvendig å beregne tilhørende konsentrasjonsindekser. En konsentrasjonsindeks har direkte sammenheng med konsentrasjonskurven, og kvantifiserer graden av ulikhet i den helsevariabelen vi er interessert i. For en grundigere analyse som også muliggjør forklaring av den observerte ulikheten, kan konsentrasjonsindeksen dekomponeres. Vi kan slik undersøke hvordan, og hvor mye, ulike faktorer bidrar til variasjoner i fordelingen av godet som betraktes.

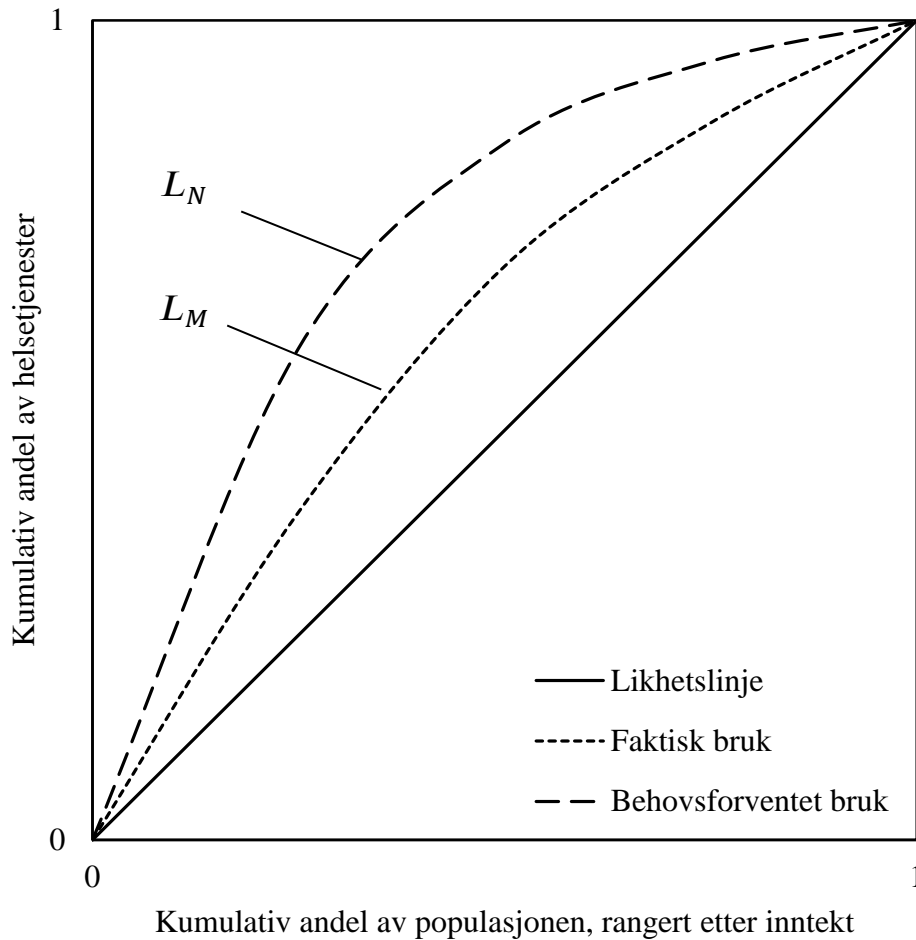
Det gjøres i kapittel 4.1 rede for hvordan konsentrasjonskurven og konsentrasjonsindeksen for bruk av helsetjenester beregnes, samt hvordan det med denne tilnærmingen tas hensyn til individers ulike behov for helsetjenester. I kapittel 4.2 presenteres så fremgangsmåten for dekomponering av konsentrasjonsindeksen.

Fremstillingen av metoden er basert på Wagstaff og van Doorslaer (2000), van Doorslaer et al. (2000), van Doorslaer, Koolman og Jones (2004), Wagstaff, van Doorslaer og Watanabe (2003), samt O'Donnell et al. (2008).

4.1 Konsentrasjonskurven og konsentrasjonsindeksen

For å utlede en konsentrasjonskurve som beskriver den faktiske fordelingen av helsetjenester trenger vi to variabler; én variabel som beskriver bruk av helsetjenester, og én variabel som beskriver sosioøkonomisk status. Den variabelen vi ønsker å undersøke fordelingen av, med hensyn til sosioøkonomisk status, kaller vi y . Sosioøkonomisk status måles ved inntekt. Bruk av helsetjenester, y , vil måles som både sannsynligheter og antall kontakter.

Figur 4.1: Eksempel på konsentrasjonskurver for faktisk og behovsforventet bruk av helsetjenester i en populasjon



Figur 4.1 viser hvordan faktisk og forventet bruk av helsetjenester kan være fordelt. Konsentrasjonskurven L_M viser den kumulative andelen av y (helsetjenester) på den vertikale aksene, mot den kumulative andelen av populasjonen på den horisontale aksene. Individene er rangert etter inntekt – fra lavest til høyest. Individenes rangering i inntektsfordelingen (r_i), uttrykt som en brøk som summer til 1, beregnes ved følgende formel:

$$(4.1) r_i = \sum_{j=0}^{i-1} w_j + \frac{w_i}{2},$$

hvor w_i er datasettets personvekter (som er nevnt i kapittel 3.1.1), observasjonene er rangert i stigende rekkefølge etter inntekt, og $w_0 = 0$.

Den diagonale 45°-linjen som strekker seg fra origo og oppover mot høyre kalles likhetslinjen («line of equality»). Dersom alle, uavhengig av sosioøkonomisk status, bruker like mye

helsetjenester, vil konsentrasjonskurven L_M være identisk til likhetslinjen. Dersom de fattigste (rikeste) bruker mer helsetjenester enn de rikeste (fattigste) vil konsentrasjonskurven være plassert over (under) den diagonale linjen. Jo lenger bort fra likhetskurven konsentrasjonskurven er plassert, desto større er ulikheten i y på tvers av inntektsfordelingen.

Konsentrasjonsindeksen, C_M , er definert som det dobbelte av arealet mellom konsentrasjonskurven L_M og diagonalen. Indeksen kan skrives som:

$$(4.2) C_M = 1 - 2 \int_0^1 L_M(r) dr$$

Det finnes flere måter å beregne konsentrasjonsindeksen på, eksempelvis ved «convenient covariance»-metoden:

$$(4.3) C_M = \frac{2}{ny} \sum_{i=1}^n w_i (y_i - \bar{y}) \left(r_i - \frac{1}{2} \right) = \frac{2}{y} \text{cov}_w(y_i, r_i),$$

hvor \bar{y} er det (vektede) gjennomsnittet av y , r_i er person i s rangering i inntektsfordelingen som beregnet ved (4.1), og cov_w er den vektede kovariansen mellom helsetjenestevariabelen y og rangeringen i inntektsfordelingen. Indeksen kan også beregnes ved hjelp av «convenient regression»-metoden:

$$(4.4) 2\sigma_r^2 \left(\frac{y_i}{y} \right) = \alpha + \beta_1 r_i + \varepsilon_i,$$

hvor σ_r^2 er variansen av rangeringsvariabelen (r_i). Det vektede OLS-estimatet av β_1 er:

$$(4.5) \hat{\beta}_1 = \frac{2}{ny} \sum_{i=1}^n w_i (y_i - \bar{y}) \left(r_i - \frac{1}{2} \right),$$

og dermed et estimat av konsentrasjonsindeksen, tilsvarende estimatet «convenient covariance»-metoden (4.3) gir. Ved å beregne konsentrasjonsindeksen ved hjelp av en regresjon får vi imidlertid også standardfeilen for indeksen samtidig.

Konsentrasjonsindeksen er et mål på relativ ulikhet, og kan ta verdier mellom -1 og $+1$. Hvis den dårligst stilte personen mottar alle helsetjenestene vil konsentrasjonsindeksen være lik -1 , og hvis den best stilte personen mottar alle helsetjenestene vil indeksen være lik $+1$. Dersom C_M tar en negativ (positiv) verdi vil konsentrasjonsindeksen ligge over (under)

diagonalen. Dersom L_M er identisk til likhetskurven tar konsentrasjonsindeksen C_M verdien 0.

Horisontal likhet forutsetter at alle med likt behov bruker like mye helsetjenester. For å undersøke hvorvidt horisontal ulikhet eksisterer, er det derfor nødvendig å ta hensyn til ulikheter i behov for helsetjenester. Ved å anvende Wagstaff og van Doorslaers (2000) metode for indirekte standardisering kan vi predikere en verdi \hat{y} for hvert individ i . Fremgangsmåten for ikke-lineære modeller av helsetjenestebruk beskrives i detalj i del 4.1.2. De predikerte \hat{y} -verdiene indikerer den mengden helsetjenester vi ville forvente at hvert individ ville ha mottatt, dersom vedkommende ble behandlet på samme måte som andre med samme behovskarakteristikk i gjennomsnitt blir behandlet. Den predikerte verdien kan således tolkes som individets behov for helsetjenester – også kalt behovsforventet helsetjenestebruk.

Konsentrasjonsindeksen for behovsforventet bruk av helsetjenester er basert på den tilhørende konsentrasjonskurven for behovsforventet helsetjenestebruk (L_N), som er vist i Figur 4.1, og kan defineres som følger:

$$(4.6) C_N = 1 - 2 \int_0^1 L_N(r) dr$$

På samme måte som konsentrasjonsindeksen for faktisk helsetjenestebruk, kan også indeksen for behovsforventet bruk beregnes ved en «convenient regression»:

$$(4.7) 2\sigma_r^2 \left(\frac{\hat{y}_i}{\bar{\hat{y}}} \right) = \alpha + \beta_2 r_i + \varepsilon_i,$$

hvor \hat{y}_i er de predikerte verdiene, og $\bar{\hat{y}}$ er gjennomsnittet av de predikerte verdiene. Konsentrasjonsindeksen for behovsforventet helsetjenestebruk, C_N , er gitt ved det vektete OLS-estimatet av β_2 .

Graden av horisontal ulikhet kan undersøkes ved å sammenligne de to konsentrasjonskurvene. Dersom L_N ligger over (under) L_M mottar høyinntektsgruppene en høyere (lavere) andel av helsetjenester enn sin andel av behov, og det eksisterer horisontal ulikhet i favør av de rike (fattige). Horisontal ulikhet, HI_{WV} , er definert som det dobbelte av arealet mellom konsentrasjonskurvene for faktisk og behovsforventet bruk av helsetjenester, og kan beregnes som differansen mellom C_M og C_N :

$$(4.8) HI_{WV} = 2 \int_0^1 [L_N(r) - L_M(r)] dr = C_M - C_N$$

HI_{WV} kan ta verdier mellom -2 og $+2$. Dersom HI_{WV} tar en positiv (negativ) verdi indikerer det ulikhet i favør av de rike (fattige). Hvis indeksen har verdien 0 betyr det at det ikke finnes horisontal ulikhet. Da er fordelingen av helsetjenester og behov proporsjonalt fordelt på tvers av inntektsfordelingen. Det er verdt å merke seg at HI_{WV} også kan ta verdien 0 dersom de to konsentrasjonskurvene krysser hverandre. Det kan da eksistere ulikhet i favør av de fattige i ett område av fordelingen, og ulikhet i favør av de rike i et annet. Dersom de to effektene er nøyaktig like store vil de veie opp for hverandre og gi en indeks for horisontal ulikhet på 0.

4.1.1 Statistisk inferens

Som følge av at konsentrasjonsindeksene er beregnet på grunnlag av et utvalg av populasjonen, er det viktig å beregne indeksenes standardfeil for å kunne fastslå hvorvidt eventuell ulikhet er signifikant. Ved å anvende «convenient regression»-metoden i beregningen av C_M og C_N vil standardfeilene for disse gis automatisk.

For å få standardfeil for indeksen for horisontal ulikhet, HI_{WV} , kan følgende «convenient regression» benyttes:

$$(4.9) 2\sigma_r^2 \left(\frac{y_i}{\bar{y}} - \frac{\hat{y}_i}{\hat{\bar{y}}} \right) = \alpha + \beta_3 r_i + \varepsilon_i$$

OLS-estimatet av β_3 vil være lik HI_{WV} , og regresjonen gir også standardfeilen til koeffisienten.

Koeffisientenes standardfeil, som beregnet ved regresjoner, tar imidlertid ikke hensyn til autokorrelasjon i restleddet som følge av rangeringsvariabelen r_i , og er derfor ikke helt nøyaktige.

4.1.2 Indirekte standardisering av behov for ikke-lineære modeller

Ofte vil de avhengige variablene i modeller av etterspørselen etter helsetjenester være ikke-lineære funksjoner av de uavhengige variablene, hvilket også er tilfelle for denne studien. På generell form kan slike ikke-lineære modeller skrives som

$$(4.10) \quad y_i = G\left(\alpha + \sum_j \beta_j x_{ji} + \sum_k \gamma_k z_{ki}\right) + \varepsilon_i,$$

hvor G tar ulike funksjonelle former avhengig av hvilken type avhengig variabel som analyseres. x_j indikerer settet av behovsvariablene (som beskrevet i del 3.2.2), og z_k refererer til ikke-behovsvariablene (beskrevet i del 3.2.3).

I analyser av det totale antallet kontakter med helsetjenesten, hvor de avhengige variablene er diskrete, benyttes negative binomiale modeller. For å undersøke sannsynligheten for kontakt med helsetjenesten benyttes binære utfallsvariabler, og logistiske regresjonsmodeller.

Regresjonene vil benyttes til å predikere bruk av helsetjenester for hvert individ i :

$$(4.11) \quad \hat{y}_i = E(y_i | x_{ji}, \bar{z}_k) = G\left(\hat{\alpha} + \sum_j \hat{\beta}_j x_{ji} + \sum_k \hat{\gamma}_k \bar{z}_{ki}\right)$$

Dersom ingen z -variabler inngikk i funksjonen, ville de predikerte verdiene fra modellen umiddelbart kunne tolkes som behovsforventet helsetjenestebruk. Det er imidlertid ønskelig å inkludere ikke-behovsvariablene også, selv om vi ikke ønsker å standardisere for dem. Hadde de vært utelatt fra modellen ville de ha påvirket koeffisientene for behovsvariablene, og for å unngå utelatt variabelskjevhet inkluderes de således i modellen og settes lik utvalgsgjennomsnittet. Ved anvendelsen av en lineær modell ville effekten av z -variablene på denne måten ha blitt nøytralisert. For ikke-lineære modeller er ikke det tilfelle, og dette vil påvirke estimatet av både konsentrasjonsindeksen C_N og indeksen for horisontal ulikhet HI_{WV} .

4.2 Dekomponering av konsentrasjonsindeksen

Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for faktisk bruk gjør det mulig å forklare de ulike variablenes bidrag til sosioøkonomisk ulikhet i bruk av helsetjenester.

Dersom den avhengige variabelen er spesifisert som en lineær funksjon av determinanter, kan konsentrasjonsindeksen enkelt dekomponeres. Determinantenes bidrag til ulikheten kan beregnes som produktet av utfallsvariabelens elasticitet med hensyn til determinanten og determinantens egen konsentrasjonsindeks.

For ikke-lineære modeller er det imidlertid bare mulig å dekomponere konsentrasjonsindeksen ved å anvende en lineær tilnærming. En lineær approksimering til (4.9) er gitt ved

$$(4.12) \quad y_i = a^m + \sum_j \beta_j^m x_{ji} + \sum_k \gamma_k^m z_{ki} + u_i,$$

hvor β_j^m og γ_k^m er de marginale effektene, dy/dx_j og dy/dz_k , av hver variabel x og z . Disse behandles som faste parametere, og vurderes ved utvalgsgjennomsnittet. u_i er restleddet, som også fanger opp eventuelle tilnærmingsfeil som følge av å gå fra en ikke-lineær modell til en lineær approksimering.

Likning (4.12) er lineært additiv, og kan nå dekomponeres. Konsentrasjonsindeksen for y kan nå skrives som:

$$(4.13) \quad C_M = \sum_j \left(\frac{\beta_j^m \bar{x}_j}{\bar{y}} \right) C_j + \sum_k \left(\frac{\gamma_k^m \bar{z}_k}{\bar{y}} \right) C_k + \frac{GC_u}{\bar{y}}$$

Konsentrasjonsindeksen kan følgelig tenkes å bestå av tre komponenter, hvor de to første er den vektete summen av konsentrasjonsindeksene C_j og C_k for henholdsvis x_j - og z_k -variablene. Vekten til hver variabel er uttrykkene i parentes, som kan tolkes som elasticiteten til y med hensyn på henholdsvis x_j og z_k (evaluert ved utvalgsgjennomsnittet). Den siste komponenten er det siste leddet i likning (4.13), som er den generaliserte konsentrasjonsindeksen for u_i , og denne kan beregnes som en residual. Residualen beskriver ulikheten i helsetjenestebruk som ikke kan forklares av systematiske forskjeller i behovs- og ikke-behovsvariablene etter inntekt.

Fordi de marginale effektene vurderes ved utvalgsgjennomsnittet, er ikke resultatet av dekomponeringen unikt, men dette er uunngåelig når man anvender en ikke-lineær tilnærming. Ved anvendelsen av en lineær modell ville også indeksen for horisontal ulikhet (HI_{WV}), som funnet ved å subtrahere behovsbidragene (det første leddet i likning (4.13)) fra

den ustandardiserte konsentrasjonsindeksen C_M , være lik differansen mellom C_M og C_N (som i formel (4.8)). Dette er ikke tilfelle når behov predikeres med ikke-lineære modeller, og dekomponeringen er basert på lineære tilnærminger til disse.

5 Analyse og resultater

Analysens første del kvantifiserer ulikhet i bruk av fastlegetjenester, sykehusinnleggelse, dagopphold og konsultasjoner med legespesialist. Ved hjelp av konsentrasjonsindekser og konsentrasjonskurver beregnes graden av inntektsrelatert ulikhet, og indeksene gjør det mulig å sammenligne omfanget av ulikhet på tvers av helsetjenestene. I neste del søker studien å forklare ulikheten gjennom dekomponering av konsentrasjonsindeksen.

Alle beregninger er foretatt i Stata/SE 14.2, og er basert på fremgangsmåten beskrevet av O'Donnell et al. (2008). I tillegg er ado-filen `lorenz` (Jann 2016) benyttet for grafiske fremstillinger av konsentrasjonskurvene.

5.1 Konsentrasjonsindekser for bruk av helsetjenestene

Det benyttes to tilnæringer for å undersøke hvorvidt sosial ulikhet i bruk av helsetjenestene eksisterer. Først undersøkes det om horisontal ulikhet er til stede i det totale antallet kontakter med de forskjellige helsetjenestene, deretter om det finnes sosialt betinget ulikhet i sannsynligheten for å kontakte helsetjenestene. Denne inndelingen er interessant, særlig dersom den første kontakten er initiert av pasienten selv og at helsetjenesten kan ha en påvirkning på det påfølgende antallet kontakter (van Doorslaer og Masseria 2004).

For begge tilnærmingene presenteres det – for alle de fire helsetjenestene – konsentrasjonsindekser for faktisk bruk (C_M), konsentrasjonsindekser for behovsforventet bruk (C_N), og indekser for horisontal ulikhet (HI_{WV}). Disse indeksene er beregnet ved henholdsvis formel (4.4), (4.7), og (4.9). Konsentrasjonsindeksenenes tilhørende konsentrasjonskurver fremstilles også.

5.1.1 Ulikhet i det totale antallet kontakter med helsetjenestene

I analysene av ulikhet i det totale antallet kontakter med helsetjenestene er de avhengige variablene diskrete. Behovet for helsetjenestene er predikert med negative binomiske regresjoner.

Konsentrasjonsindeksene for det faktiske og behovsforventede totale antallet kontakter med helsetjenestene er presentert i Tabell 5.1, med tilhørende t -verdier.

Tabell 5.1: Konsentrasjonsindekser for det totale antallet kontakter med helsetjenestene

	C_M	C_N	HI_{WV}
Fastlege eller annen allmennlege	*** -0,0325	*** -0,0423	0,0098
t	-2,89	-7,93	0,97
Sykehusinnleggelse	0,0213	*** -0,0882	* 0,1096
t	0,38	-6,59	1,93
Dagopphold	0,0129	*** -0,0527	* 0,0656
t	0,33	-6,09	1,70
Legespesialist	0,0005	*** -0,0457	0,0461
t	0,02	-7,01	1,56

*, ** og *** indikerer at den beregnede indeksen er statistisk signifikant på henholdsvis 10 %, 5 % og 1 %-nivå i en tosidet hypotesetest.

Alle konsentrasjonsindeksene for faktisk bruk er positive og ikke-signifikante, med unntak av for fastlege. For det totale antallet kontakter med fastlege eller annen allmennlege er konsentrasjonsindeksen negativ og signifikant, hvilket betyr at personer med lav inntekt har flere kontakter med sin fastlege (eller en annen allmennlege) enn personer med høy inntekt.

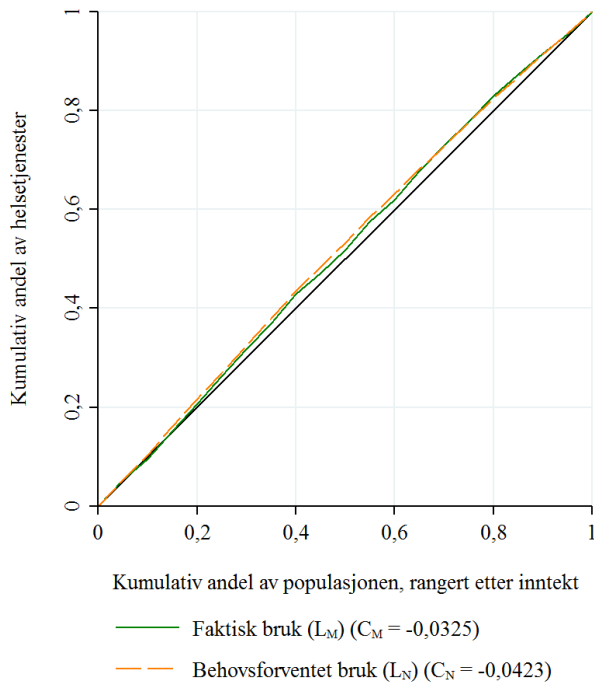
Behovet for alle helsetjenestetypene er imidlertid konsentrert blant lavinntektsgrupper. Dette ser vi av de negative konsentrasjonsindeksene for behovsforventet bruk, C_N , som alle er signifikante.

For sykehusinnleggelser og dagopphold leder differansen mellom faktisk og behovsforventet bruk til signifikant horisontal ulikhet, og ulikheten er i favør av høyinntektsgrupper. Med andre ord er ikke det faktiske antallet sykehusinnleggelser og dagopphold i lavinntektsgrupper høyt nok, deres høyere behov tatt i betraktning. For fastlege og legespesialist er indeksene for horisontal ulikhet positive, men ikke signifikant ulike null. Det finnes dermed ikke grunnlag for å si at det eksisterer sosialt betinget ulikhet i antallet kontakter med disse.

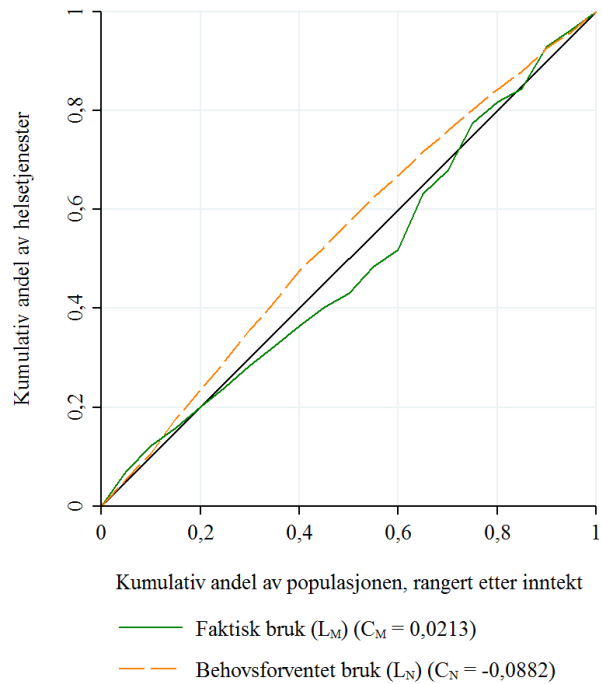
Det er også nyttig å sammenligne konsentrasjonsindeksene i Tabell 5.1 med konsentrasjonskurvene vist i Figur 5.1. Kurvene inneholder verdifull informasjon som ikke tydeliggjøres av indeksene alene (O'Donnell et al. 2008). Figur 5.1a viser hvor lik fordelingen av det totale faktiske og behovsforventede antallet fastlegekontakter er. For sykehusinnleggelser og dagopphold avslører kurvene interessante mønstre. I Figur 5.1b ser vi

Figur 5.1: Konsentrasjonskurver for det totale antallet kontakter med helsetjenestene

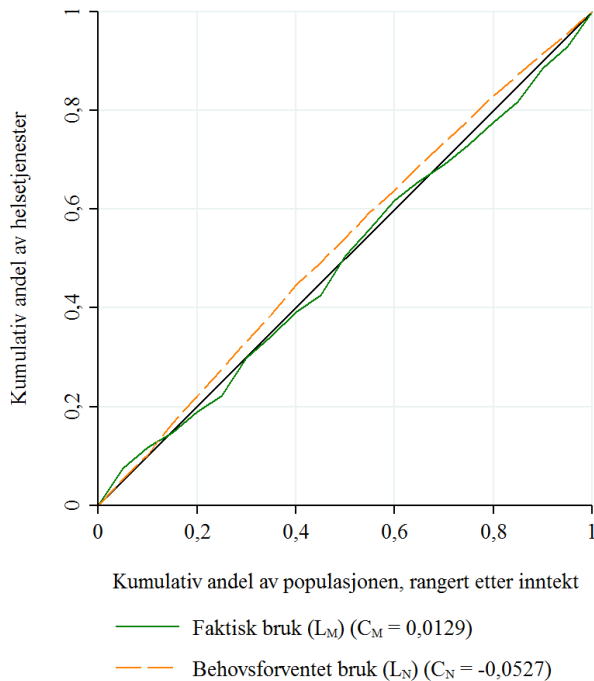
Figur 5.1a: Fastlege eller annen allmennlege



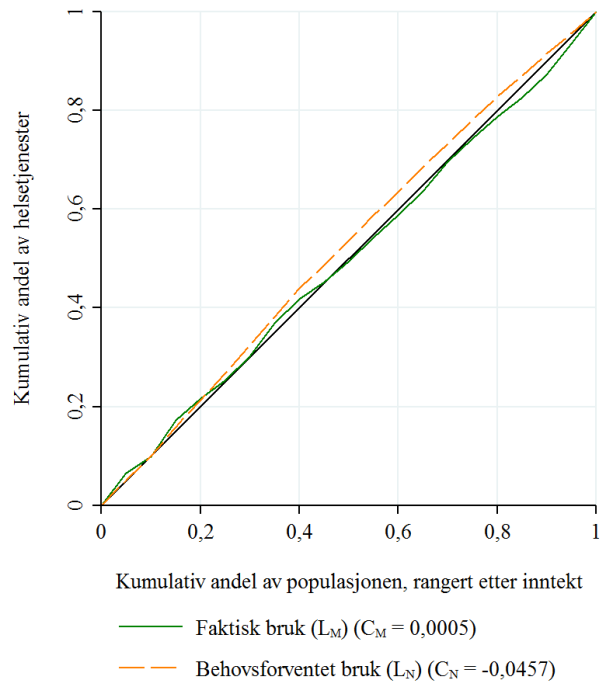
Figur 5.1b: Sykehusinnleggelse



Figur 5.1c: Dagopphold



Figur 5.1d: Legespesialist



at konsentrasjonskurven for behovsforventet antall sykehusinnleggelser er plassert over likhetslinjen langs hele inntektsfordelingen, slik vi også skulle forvente av den negative konsentrasjonsindeksen C_N . Konsentrasjonskurven for faktisk antall innleggelser er imidlertid plassert over likhetslinjen i enkelte områder av inntektsfordelingen, mens den i andre områder er plassert under. Som følge av at kurven ved flere tilfeller krysser diagonalen

påvirkes indeksens verdi. I både øvre og nedre del av diagrammet krysser også kurvene for faktisk og behovsforventet bruk hverandre, og følgelig blir også indeksen for horisontal ulikhet påvirket. Figur 5.1c viser et lignende mønster for det totale antallet dagopphold, om enn ikke like markert. For antallet kontakter med legespesialist viser Figur 5.1d at kurven for faktisk bruk er plassert over likhetslinjen i første del av diagrammet, og i noen tilfeller også over kurven for behovsforventet bruk. I andre del av diagrammet er avviket mellom L_N og L_M tydeligere, men sistnevnte er plassert relativt nær diagonalen. Mønsteret vi ser i kurven for faktisk bruk forklarer den lave verdien på C_M , samt hvorfor indeksen for horisontal ulikhet ikke er signifikant, da disse effektene trolig veier opp for hverandre.

5.1.2 Ulikhet i sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene

I analysene av ulikhet i sannsynligheten for kontakt med helsetjenestene anvendes det binære avhengige variabler. Behovet for kontakt med helsetjenestene er predikert med logistiske regresjoner.

Konsentrasjonsindeksene for faktisk og behovsforventet sannsynlighet for kontakt med de fire ulike helsetjenestene er presentert i Tabell 5.2, med tilhørende t -verdier.

Tabell 5.2: Konsentrasjonsindekser for sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene

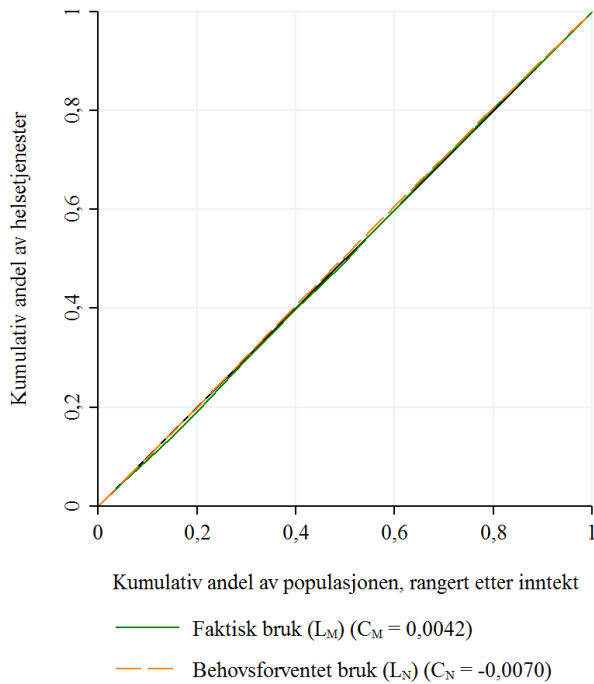
	C_M	C_N	HI_{WV}
Fastlege eller annen allmennlege	0,0042	*** -0,0070	*** 0,0112
t	0,93	-4,78	2,66
Sykehusinnleggelse	** -0,0524	*** -0,0550	0,0027
t	-2,33	-8,45	0,12
Dagopphold	0,0177	*** -0,0240	** 0,0416
t	1,01	-4,92	2,45
Legespesialist	*** 0,0347	*** -0,0165	*** 0,0512
t	3,33	-4,74	5,24

*, ** og *** indikerer at den beregnede indeksen er statistisk signifikant på henholdsvis 10 %, 5 % og 1 %-nivå i en tosidet hypotesetest.

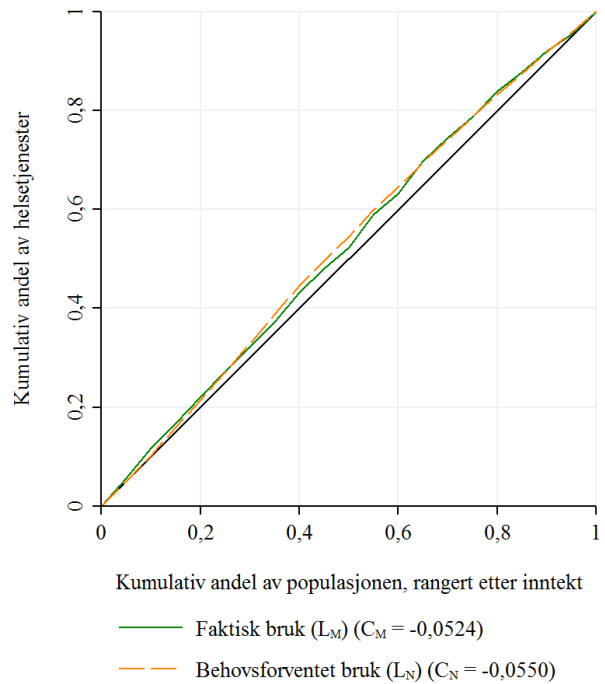
Flere av indeksene er statistisk signifikante. Når det gjelder faktisk bruk har lavinnteksgrupper høyere sannsynlighet for å bli innlagt på sykehus sammenlignet med høyinnteksgrupper, og konsentrasjonsindeksen er signifikant. Det motsatte er tilfelle for kontakt med legespesialist; høyinnteksgrupper har høyere sannsynlighet for minst én kontakt.

Figur 5.2: Konsentrasjonskurver for sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene

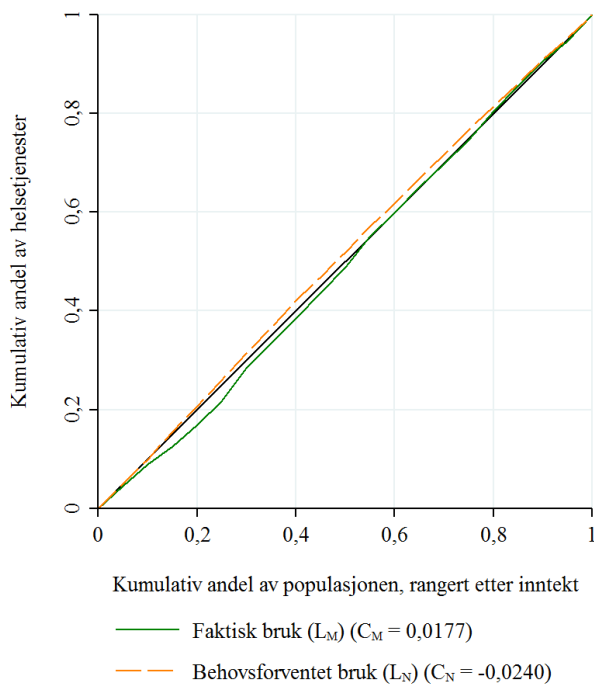
Figur 5.2a: Fastlege eller annen allmennlege



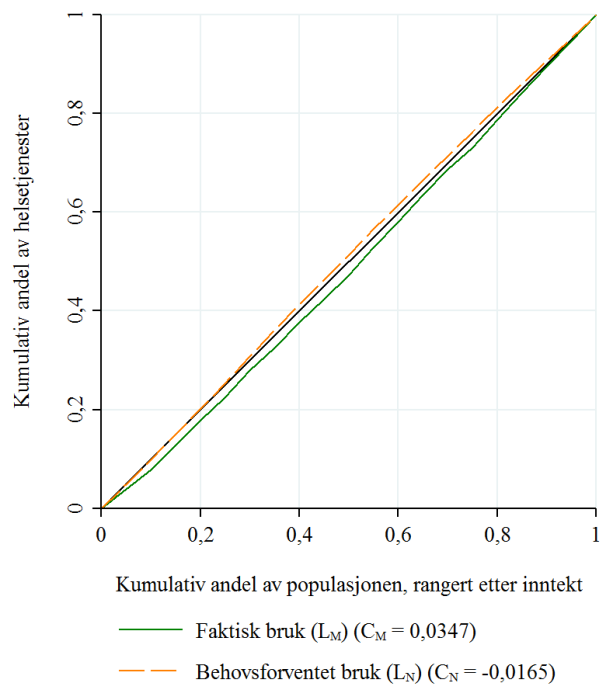
Figur 5.2b: Sykehusinnleggelse



Figur 5.2c: Dagopphold



Figur 5.2d: Legespesialist



For kontakt med fastlege og for minst ett dagopphold er også konsentrasjonsindeksene positive, men ikke signifikant ulike null.

Igjen er behovet for alle typene helsetjenester konsentrert blant personer med lav inntekt. For sykehusinnleggelser er dette spesielt tydelig, som vi ser av indeksens t -verdi.

Differansen mellom fordelingen av faktisk og behovsforventet bruk fører til at det eksisterer horisontal ulikhet i favør av høyinntektsgrupper i sannsynligheten for kontakt med både fastlege og med legespesialist, og i sannsynligheten for dagopphold. Gitt samme behov har dermed personer med høy inntekt høyere sannsynlighet for å kontakte disse tre helsetjenestene sammenlignet med personer med lav inntekt. Vi kan derimot ikke utelukke at den faktiske sannsynligheten for sykehusinnleggelser er fordelt i samsvar med lavinntektsgruppens økte behov.

Disse tendensene bekreftes av konsentrasjonskurvene vist i Figur 5.2. For fastlege viser Figur 5.2a at både faktisk og behovsforventet bruk er relativt likt fordelt etter inntekt. Likevel er det en signifikant differanse mellom de to kurvene. I Figur 5.2b ser vi at kurvene for sannsynligheten for sykehusinnleggelse i stor grad samsvarer med hverandre. Figur 5.2c og Figur 5.2d viser at det, langs deler av inntektsfordelingen, er en tydeligere differanse mellom faktisk og behovsforventet sannsynlighet for henholdsvis dagopphold og kontakt med legespesialist, og tydeligst er differansen for sistnevnte helsetjeneste.

5.2 Dekomponering av konsentrasjonsindeksene

Konsentrasjonsindekser har vært kritisert for å være lite intuitive (Mackenbach og Kunst 1997). Selv supplert med konsentrasjonskurver kan det være utfordrende å formidle betydningen av de empiriske resultatene til beslutningstakere på en måte som er egnet for politikkutforming.

Ved å dekomponere konsentrasjonsindeksene for faktisk bruk av helsetjenester, C_M , styrkes analysen og dens forklaringskraft. Dekomponeringsmetoden lar oss identifisere den relative betydningen av hver av de ulike faktorene beskrevet i del 3.2.2 og 3.2.3, men gir også ytterligere informasjon om hver faktors bidrag til ulikhet. Dette gjør metoden til et kraftig verktøy for å forklare de mekanismene som bidrar til inntektsrelatert ulikhet i bruk av helsetjenester i et land (van Doorslaer og Koolman 2004). Ulikhet i bruk av helsetjenester kan nemlig reflektere ulikhet i de underliggende determinantene (O'Donnell et al. 2008). I dekomponeringen beregnes hver faktors egne konsentrasjonsindeks og dens helsetjenesteelastisitet. Dermed kan vi identifisere hvorvidt det er ulik effekt på helsetjenestebruk eller ulik fordeling etter inntekt i befolkningen som gjør at variabelen forårsaker ulikhet i bruk av helsetjenester.

Tilnærmingen gjør også analysen mer transparent. Ved å presentere dekomponeringsresultatene i sin helhet kan leseren selv vurdere hvorvidt de ulike determinantene bør klassifiseres som behovs- eller ikke-behovsfaktorer, og hvorvidt ulikhet er «berettiget» eller «uberettiget» (O'Donnell et al. 2008).

5.2.1 Beregning og tolkning

Dekomponeringen er basert på likning (4.13), og Tabell 5.3 viser de generelle matematiske formlene for uttrykkene som er brukt i beregningen av resultatene presentert i Tabell 5.4-5.11.

Tabell 5.3: Matematiske formler for beregning av dekomponeringsresultater

	Behovsvariabler x_j	Ikke-behovsvariabler z_k
Gjennomsnitt	\bar{x}_j	\bar{z}_k
Marginal effekt	$dy/dx_j = \beta_j^m$	$dy/dz_k = \gamma_k^m$
Elastisitet	$\frac{\beta_j^m \bar{x}_j}{\bar{y}}$	$\frac{\gamma_k^m \bar{z}_k}{\bar{y}}$
Konsentrasjonsindeks	$C_j = \frac{2}{\bar{x}_j} \text{cov}_w(x_j, r_i)$	$C_k = \frac{2}{\bar{z}_k} \text{cov}_w(z_k, r_i)$
Bidrag til konsentrasjonsindeksen C_M	$\frac{\beta_j^m \bar{x}_j}{\bar{y}} C_j$	$\frac{\gamma_k^m \bar{z}_k}{\bar{y}} C_k$
Prosentvis bidrag til konsentrasjonsindeksen C_M	$\frac{\left(\frac{\beta_j^m \bar{x}_j}{\bar{y}} C_j\right)}{C_M}$	$\frac{\left(\frac{\gamma_k^m \bar{z}_k}{\bar{y}} C_k\right)}{C_M}$

I første kolonne av dekomponeringsresultatene (Tabell 5.4-5.11) vises gjennomsnittet av variabelen. Ettersom alle variablene er binære, beskriver variabelens gjennomsnitt andelen av utvalget med dette kjennetegnet. I neste kolonne vises variabelens marginale effekt som beregnet ved utvalgsgjennomsnittet. Denne er estimert med negbin-regresjon i analysene av det totale antallet kontakter med helsetjenestene, og med logistisk regresjon i analysene av sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene. Den marginale effekten refererer til endringen i y som følge av å tilhøre den aktuelle kategorien fremfor referansekategorien. p -verdien i tredje kolonne ($P > z$) indikerer hvorvidt den marginale effekten er signifikant på 5 % signifikansnivå.

Den partielle elastisiteten i fjerde kolonne beskriver y s sensitivitet med hensyn på variabelen, det vil si den prosentvise endringen i y når variabelen øker med 1 % som målt ved dens

gjennomsnitt. Variabelens konsentrasjonsindeks indikerer hvorvidt determinanten er konsentrert blant høy- eller lavinntektsgrupper. Variabelens absolutte bidrag til ulikhet er produktet av dens elasticitet og konsentrasjonsindeks. Dermed vil en variabel bidra betydelig til innteksrelatert ulikhet i bruk av helsetjenester dersom den både har høy elasticitet og er ulikt fordelt etter inntekt (van Doorslaer, Koolman og Jones 2004). Den siste kolonnen i tabellene som viser dekomponeringsresultatene viser variabelens bidrag i prosent av konsentrasjonsindeksen C_M . Et positivt (negativt) bidrag på x % fra en variabel kan tolkes som at innteksrelatert ulikhet i bruk av helsetjenester ville, alt annet likt, ha vært x % lavere dersom denne variabelen var likt fordelt etter inntekt, eller dersom variabelen hadde en helsetjenesteelasticitet på 0 (van Doorslaer og Koolman 2004).

Merk at summen av behovsfaktorene er lineære approksimeringer til konsentrasjonsindeksene for behovsforventet bruk, C_N , og at disse estimatene derfor vil avvike fra indeksene presentert i Tabell 5.1 og 5.2. Av samme grunn vil heller ikke indeksene for horisontal ulikhet som gitt ved dekomponeringen være identiske til indeksene presentert og kommentert i kapittel 5.1.

5.2.2 Dekomponering av ulikhet i det totale antallet kontakter med helsetjenestene

Fastlege eller annen allmennlege

I Tabell 5.1 så vi at konsentrasjonsindeksen for det faktiske, totale antallet kontakter med fastlege eller annen allmennlege indikerte en signifikant ulikhet i favør av lavinntektsgrupper, med $C_M = -0,0325$. Dekomponering av konsentrasjonsindeksen viser at denne ulikheten kan forklares av behovsfaktorer.

Dekomponeringsresultatene er vist i Tabell 5.4. Dårlig egenvurdert helse og begrensninger som følge av sykdom er blant behovsvariablene som bidrar mest. For dårlig helse viser den positive marginale effekten at personer med dårlig helse har flere kontakter med fastlegen enn personer med svært god helse (referansegruppen). Med positiv elasticitet, og en negativ konsentrasjonsindeks som forteller oss at dårlig helse er konsentrert blant lavinntektsgruppene, bidrar dårlig helse til å øke ulikheten i favør av lavinntektsgrupper. Dersom dårlig helse hadde vært likt fordelt blant høy- og lavinntektsgruppene ville den innteksrelaterte ulikheten i bruk av fastlege vært 34,33 % lavere, alt annet likt.

Tabell 5.4: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet kontakter med fastlege/allmennlege

Variabel	Gj.snitt	Marginal effekt	$P > z$	Elastisitet	Kons. indeks	Bidrag	Prosentvis bidrag
Behovsfaktorer:							
God helse	0,4861	0,5122	0,000	0,0796	0,0014	0,0001	-0,0034
Dårlig helse	0,2015	1,3262	0,000	0,0855	-0,1307	-0,0112	0,3433
Langvarig sykdom	0,3362	1,0296	0,000	0,1107	-0,0229	-0,0025	0,0779
Antall kroniske sykdommer, =1	0,2755	0,5853	0,000	0,0516	0,0324	0,0017	-0,0514
Antall kroniske sykdommer, >1	0,2346	1,0836	0,000	0,0813	-0,0616	-0,0050	0,1540
Noen begrensninger	0,1045	0,8589	0,000	0,0287	-0,0635	-0,0018	0,0561
Store begrensninger	0,0579	1,1703	0,000	0,0217	-0,2279	-0,0049	0,1517
Skadet i ulykke siste 12 mnd.	0,0749	0,8723	0,000	0,0209	0,0211	0,0004	-0,0135
Kvinne, 15-24 år	0,0706	1,3854	0,000	0,0313	-0,2672	-0,0084	0,2570
Kvinne, 25-44 år	0,1629	1,4944	0,000	0,0779	0,0265	0,0021	-0,0634
Kvinne, 45-66 år	0,1693	0,4682	0,000	0,0253	0,1754	0,0044	-0,1367
Kvinne, 67- år	0,0891	0,4832	0,014	0,0138	-0,2154	-0,0030	0,0911
Mann, 15-24 år	0,0826	-0,1017	0,706	-0,0027	-0,2144	0,0006	-0,0177
Mann, 25-44 år	0,1703	0,1820	0,282	0,0099	-0,0022	0,0000	0,0007
Mann, 67- år	0,0883	0,6056	0,002	0,0171	-0,0712	-0,0012	0,0374
Sum behovsfaktorer:						-0,0287	0,8830
Ikke-behovsfaktorer:							
Inntekt, 19 441-25 225 kr	0,1983	0,2275	0,090	0,0144	-0,4187	-0,0060	0,1856
Inntekt, 25 226-30 550 kr	0,2022	0,0790	0,562	0,0051	-0,0181	-0,0001	0,0028
Inntekt, 30 551-37 879 kr	0,2041	0,4343	0,012	0,0283	0,3882	0,0110	-0,3383
Inntekt, 37 880-594 427 kr	0,2039	0,1036	0,511	0,0068	0,7962	0,0054	-0,1653
Utdanning, primær	0,2624	0,0134	0,903	0,0011	-0,1707	-0,0002	0,0059
Utdanning, tertiær	0,2956	-0,2068	0,045	-0,0195	0,1999	-0,0039	0,1201
Utdanning, ingen/mangler	0,0560	0,0660	0,848	0,0012	-0,3116	-0,0004	0,0113
Arbeider deltid	0,0722	0,1571	0,334	0,0036	0,0348	0,0001	-0,0039
Student/utfører verneplikt	0,1213	0,0525	0,817	0,0020	-0,2765	-0,0006	0,0173
Pensjonist	0,1852	-0,0543	0,759	-0,0032	-0,1412	0,0005	-0,0140
Ufør	0,0590	0,1889	0,316	0,0036	-0,2193	-0,0008	0,0240
Utenfor arbeidsmarkedet	0,0392	0,1667	0,478	0,0021	-0,2930	-0,0006	0,0188
Østfold	0,0552	-0,0941	0,671	-0,0017	-0,0476	0,0001	-0,0024
Akershus	0,1122	-0,1329	0,559	-0,0048	0,1016	-0,0005	0,0149
Hedmark	0,0386	-0,3100	0,178	-0,0038	-0,0672	0,0003	-0,0079
Oppland	0,0381	-0,2889	0,192	-0,0035	-0,0808	0,0003	-0,0087
Buskerud	0,0543	0,0150	0,952	0,0003	0,0119	0,0000	-0,0001
Vestfold	0,0462	-0,2058	0,341	-0,0030	-0,0480	0,0001	-0,0045
Telemark	0,0333	-0,4008	0,071	-0,0043	-0,0726	0,0003	-0,0095
Aust-Agder	0,0226	0,2352	0,327	0,0017	-0,0755	-0,0001	0,0039
Vest-Agder	0,0353	-0,0973	0,674	-0,0011	-0,0291	0,0000	-0,0010
Rogaland	0,0873	-0,2699	0,215	-0,0075	0,1033	-0,0008	0,0239
Hordaland	0,0996	-0,0971	0,690	-0,0031	0,0093	0,0000	0,0009
Sogn og Fjordane	0,0205	-0,3676	0,154	-0,0024	-0,0299	0,0001	-0,0022
Møre og Romsdal	0,0489	-0,1894	0,401	-0,0030	-0,0287	0,0001	-0,0026
Sør-Trøndelag	0,0625	-0,6394	0,005	-0,0128	0,0198	-0,0003	0,0078
Nord-Trøndelag	0,0258	-0,4335	0,061	-0,0036	-0,0009	0,0000	-0,0001
Nordland	0,0468	-0,2694	0,273	-0,0040	-0,0240	0,0001	-0,0030
Troms	0,0315	-0,4607	0,040	-0,0046	-0,0204	0,0001	-0,0029
Finnmark	0,0148	-0,2298	0,367	-0,0011	0,0711	-0,0001	0,0024
Bakgrunn, Europa	0,0795	-0,2572	0,149	-0,0065	-0,1011	0,0007	-0,0203
Bakgrunn, utenfor Europa	0,0597	0,3749	0,106	0,0072	-0,2905	-0,0021	0,0639
Gift	0,4579	-0,0914	0,419	-0,0134	0,1235	-0,0017	0,0508
Samboer	0,1484	0,0063	0,966	0,0003	0,1533	0,0000	-0,0014
Har fortrolige	0,9679	0,3113	0,122	0,0964	0,0090	0,0009	-0,0268
Trener sjeldnere enn ukentlig	0,1306	-0,2773	0,040	-0,0116	-0,0291	0,0003	-0,0103
Trener aldri	0,1525	-0,3674	0,003	-0,0179	-0,1826	0,0033	-0,1006
Røyker daglig	0,1288	0,0819	0,553	0,0034	-0,0875	-0,0003	0,0091
Fedme	0,1254	0,4632	0,000	0,0186	-0,0045	-0,0001	0,0026
Sum ikke-behovsfaktorer:						-0,0052	-0,1597
Horizontal ulikhetsindeks (C_M – bidrag behovsfaktorer):						-0,0038	
Residual (C_M – bidrag behovsfaktorer – bidrag ikkebehovsfaktorer):						-0,0090	0,2767

Alder og kjønn bidrar i sum også til ulikhet, og bidraget for kvinner i alderen 15-24 år er spesielt stort. Variablene som indikerer henholdsvis én kronisk sykdom og flere kroniske sykdommer bidrar i hver sin retning, og vi kan se fra konsentrasjonsindeksenes fortegn at disse kjennetegnene er ulikt fordelt i inntektsfordelingen. En liten overvekt av rike har én kronisk sykdom, mens flere fattige har flere kroniske sykdommer. Sistnevnte bidrar følgelig til økt ulikhet i favør av lavinntektsgruppene.

Ikke-behovsvariablene bidrar i sum til å redusere ulikheten i favør av lavinntektsgruppene. Hovedårsaken er bidraget fra inntekt alene, som er av betydelig størrelse (i sum -31,51 %). Effektene av inntekt og livsstil er negative, og veier opp for de positive bidragene fra resten av ikke-behovsfaktorene. Utdanning bidrar til økt pro-fattig ulikhet, og dette kan forklares av at den marginale effekten for utdanning på høyskole- og universitetsnivå er negativ. Det betyr at personer med tertiærutdanning går sjeldnere til fastlegen enn personer med videregående utdanning (referansegruppen). Høy utdanning er til en viss grad konsentrert blant høyinntektsgrupper, som vi kan se av variabelens konsentrasjonsindeks på 0,1999, men på grunn av variabelens negative elastisitet leder høyere utdanning til ulikhet i favør av personer med lav inntekt.

På siste linje i Tabell 5.4 ser vi også residualen. Restleddet reflekterer den inntektsrelaterte ulikheten i bruk av helsetjenester som ikke kan forklares av systematisk variasjon i determinantene etter inntekt (O'Donnell et al. 2008). For det totale antallet kontakter med fastlege eller annen allmennlege bidrar residualen til økt ulikhet i favør av lavinntektsgrupper.

Sykehusinnleggelser

Konsentrasjonsindeksen for det faktiske, totale antallet sykehusinnleggelser var i favør av høyinntektsgrupper, med $C_M = 0,0213$. Denne ulikheten forklares av inntekt og uobservert variasjon, som vist i Tabell 5.5.

Effekten av inntekt bidrar betydelig til den inntektsrelaterte ulikheten i favør av høyinntektsgrupper i antallet sykehusinnleggelser; det absolutte bidraget fra inntekt (0,0299) er nesten like stort som det samlede bidraget fra behovsfaktorene (-0,0302). Sosialt nettverk, som målt ved effekten av å leve i et parforhold, bidrar også til økt pro-rik ulikhet. Utdanning bidrar derimot til å redusere ulikheten. Effekten kommer av at høy utdanning har negativ helsetjenesteelastisitet og er konsentrert blant høyinntektsgrupper, og at lav utdanning har høy

Tabell 5.5: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet sykehusinnleggelser

Variabel	Gj.snitt	Marginal effekt	$P > z$	Elastisitet	Kons. indeks	Bidrag	Prosentvis bidrag
Behovsfaktorer:							
God helse	0,4861	0,0232	0,133	0,0552	0,0014	0,0001	0,0036
Dårlig helse	0,2015	0,0796	0,000	0,0788	-0,1307	-0,0103	-0,4821
Langvarig sykdom	0,3362	0,0538	0,000	0,0887	-0,0229	-0,0020	-0,0952
Antall kroniske sykdommer, =1	0,2755	0,0097	0,517	0,0131	0,0324	0,0004	0,0199
Antall kroniske sykdommer, >1	0,2346	0,0171	0,321	0,0197	-0,0616	-0,0012	-0,0569
Noen begrensninger	0,1045	0,0764	0,000	0,0392	-0,0635	-0,0025	-0,1166
Store begrensninger	0,0579	0,1369	0,000	0,0389	-0,2279	-0,0089	-0,4152
Skadet i ulykke siste 12 mnd.	0,0749	0,1146	0,000	0,0421	0,0211	0,0009	0,0415
Kvinne, 15-24 år	0,0706	0,0225	0,458	0,0078	-0,2672	-0,0021	-0,0977
Kvinne, 25-44 år	0,1629	0,0232	0,311	0,0185	0,0265	0,0005	0,0230
Kvinne, 45-66 år	0,1693	-0,0478	0,030	-0,0398	0,1754	-0,0070	-0,3268
Kvinne, 67- år	0,0891	0,0566	0,155	0,0248	-0,2154	-0,0053	-0,2499
Mann, 15-24 år	0,0826	-0,0940	0,019	-0,0381	-0,2144	0,0082	0,3825
Mann, 25-44 år	0,1703	-0,1074	0,000	-0,0897	-0,0022	0,0002	0,0093
Mann, 67- år	0,0883	0,0377	0,361	0,0163	-0,0712	-0,0012	-0,0545
Sum behovsfaktorer:						-0,0302	-1,4151
Ikke-behovsfaktorer:							
Inntekt, 19 441-25 225 kr	0,1983	-0,0231	0,233	-0,0225	-0,4187	0,0094	0,4404
Inntekt, 25 226-30 550 kr	0,2022	-0,0025	0,898	-0,0024	-0,0181	0,0000	0,0021
Inntekt, 30 551-37 879 kr	0,2041	0,0234	0,257	0,0235	0,3882	0,0091	0,4266
Inntekt, 37 880-594 427 kr	0,2039	0,0142	0,503	0,0142	0,7962	0,0113	0,5314
Utdanning, primær	0,2624	0,0160	0,292	0,0206	-0,1707	-0,0035	-0,1650
Utdanning, tertiær	0,2956	-0,0043	0,760	-0,0063	0,1999	-0,0013	-0,0589
Utdanning, ingen/mangler	0,0560	0,0272	0,488	0,0075	-0,3116	-0,0023	-0,1090
Arbeider deltid	0,0722	0,0043	0,871	0,0015	0,0348	0,0001	0,0025
Student/utfører verneplikt	0,1213	-0,0182	0,471	-0,0108	-0,2765	0,0030	0,1400
Pensjonist	0,1852	-0,0025	0,948	-0,0022	-0,1412	0,0003	0,0148
Ufør	0,0590	0,0493	0,109	0,0143	-0,2193	-0,0031	-0,1465
Utenfor arbeidsmarkedet	0,0392	0,0102	0,693	0,0020	-0,2930	-0,0006	-0,0269
Østfold	0,0552	-0,0152	0,664	-0,0041	-0,0476	0,0002	0,0092
Akershus	0,1122	0,0273	0,339	0,0150	0,1016	0,0015	0,0714
Hedmark	0,0386	-0,0135	0,604	-0,0026	-0,0672	0,0002	0,0080
Oppland	0,0381	0,0308	0,340	0,0058	-0,0808	-0,0005	-0,0218
Buskerud	0,0543	0,0348	0,143	0,0093	0,0119	0,0001	0,0052
Vestfold	0,0462	0,0572	0,052	0,0130	-0,0480	-0,0006	-0,0292
Telemark	0,0333	0,0374	0,137	0,0061	-0,0726	-0,0004	-0,0208
Aust-Agder	0,0226	0,0836	0,092	0,0093	-0,0755	-0,0007	-0,0328
Vest-Agder	0,0353	0,0362	0,206	0,0063	-0,0291	-0,0002	-0,0086
Rogaland	0,0873	0,0518	0,045	0,0222	0,1033	0,0023	0,1075
Hordaland	0,0996	0,0791	0,004	0,0387	0,0093	0,0004	0,0168
Sogn og Fjordane	0,0205	0,0255	0,406	0,0026	-0,0299	-0,0001	-0,0036
Møre og Romsdal	0,0489	0,0649	0,089	0,0156	-0,0287	-0,0004	-0,0209
Sør-Trøndelag	0,0625	0,0131	0,611	0,0040	0,0198	0,0001	0,0037
Nord-Trøndelag	0,0258	0,0910	0,005	0,0115	-0,0009	0,0000	-0,0005
Nordland	0,0468	0,0835	0,032	0,0192	-0,0240	-0,0005	-0,0216
Troms	0,0315	0,0120	0,662	0,0018	-0,0204	0,0000	-0,0018
Finnmark	0,0148	0,0775	0,001	0,0056	0,0711	0,0004	0,0188
Bakgrunn, Europa	0,0795	-0,0197	0,547	-0,0077	-0,1011	0,0008	0,0365
Bakgrunn, utenfor Europa	0,0597	0,0000	1,000	0,0000	-0,2905	0,0000	0,0000
Gift	0,4579	0,0228	0,117	0,0513	0,1235	0,0063	0,2967
Samboer	0,1484	0,0528	0,007	0,0384	0,1533	0,0059	0,2760
Har fortrolige	0,9679	-0,0127	0,660	-0,0603	0,0090	-0,0005	-0,0255
Trener sjeldnere enn ukentlig	0,1306	-0,0401	0,058	-0,0257	-0,0291	0,0007	0,0350
Trener aldri	0,1525	0,0228	0,183	0,0171	-0,1826	-0,0031	-0,1462
Røyker daglig	0,1288	-0,0068	0,726	-0,0043	-0,0875	0,0004	0,0177
Fedme	0,1254	-0,0399	0,013	-0,0246	-0,0045	0,0001	0,0052
Sum ikke-behovsfaktorer:						0,0347	1,6261
Horizontal ulikhetsindeks (C_M – bidrag behovsfaktorer):						0,0516	
Residual (C_M – bidrag behovsfaktorer – bidrag ikkebehovsfaktorer):						0,0168	0,7889

elastisitet og er konsentrert blant lavinntektsgrupper. Dermed bidrar alle utdanningskategoriene negativt til pro-rik ulikhet.

Blant behovsfaktorene bidrar dårlig helse og begrensninger som følge av sykdom til å redusere den pro-rike ulikheten. Det gjør også de demografiske faktorene, i sum. Samlet bidrar behovsfaktorene til å redusere ulikheten i favør av høyinntektsgrupper, men den totale, positive effekten av ikke-behovsfaktorene er noe større. Vi ser også, fra residualen på siste linje i Tabell 5.5, at uobservert variasjon bidrar betydelig til pro-rik ulikhet.

Dagopphold

For det faktiske, totale antallet dagopphold viste konsentrasjonsindeksen en tendens til ulikhet i favør av rike, med $C_M = 0,0129$. Dekomponering av ulikheten viser at inntekt er den største årsaken til dette. Tabell 5.6 presenterer dekomponeringsresultatene.

Behovsvariablene bidrar i sum til å redusere ulikheten i favør av høyinntektsgrupper. Særlig er effekten av egenvurdert helse stor. Også langvarig sykdom, kroniske sykdommer og begrensninger som følge av sykdom trekker i retning av mindre pro-rik ulikhet.

Inntekt er den viktigste ikke-behovsfaktoren som bidrar til ulikhet, som følge av at høyinntektsgruppene har positive etterspørselastisiteter. Også innvandringsbakgrunn fra Europa for øvrig, sosialt nettverk og livsstil viser i sum positive bidrag med ulikheten – men mekanismene bak effektene er ulike, som vi kan se av fortegnet på elastisitetene og konsentrasjonsindeksene. Variablene som indikerer svak tilknytning til arbeidsmarkedet har i sum en negativ effekt og bidrar til redusert ulikhet i favør av rike. Restleddet har også negativt fortegn og bidrar følgelig til redusert pro-rik ulikhet.

Legespesialist

Konsentrasjonsindeksen for det faktiske, totale antallet kontakter med legespesialist var svært lav, $C_M = 0,0005$, men i favør av høyinntektsgrupper. Ikke-behovsfaktorer, hvorav inntekt spesielt, forklarer tendensen til pro-rik ulikhet.

Dårlig helse og begrensninger som følge av sykdom er igjen de viktigste behovsvariablene som bidrar til å redusere den pro-rike ulikheten. Likevel ser vi at den samlede effekten av behovsfaktorene veies mer enn opp for av den positive effekten av ikke-behovsvariablene.

Tabell 5.6: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet dagopphold

Variabel	Gj.snitt	Marginal effekt	$P > z$	Elastisitet	Kons. indeks	Bidrag	Prosentvis bidrag
Behovsfaktorer:							
God helse	0,4861	0,1389	0,000	0,1791	0,0014	0,0002	0,0192
Dårlig helse	0,2015	0,2295	0,000	0,1227	-0,1307	-0,0160	-1,2407
Langvarig sykdom	0,3362	0,1282	0,000	0,1143	-0,0229	-0,0026	-0,2027
Antall kroniske sykdommer, =1	0,2755	0,0685	0,020	0,0501	0,0324	0,0016	0,1257
Antall kroniske sykdommer, >1	0,2346	0,1331	0,000	0,0828	-0,0616	-0,0051	-0,3948
Noen begrensninger	0,1045	0,1616	0,000	0,0448	-0,0635	-0,0028	-0,2203
Store begrensninger	0,0579	0,1286	0,003	0,0197	-0,2279	-0,0045	-0,3481
Skadet i ulykke siste 12 mnd.	0,0749	0,1798	0,000	0,0357	0,0211	0,0008	0,0582
Kvinne, 15-24 år	0,0706	0,0480	0,424	0,0090	-0,2672	-0,0024	-0,1861
Kvinne, 25-44 år	0,1629	0,0883	0,021	0,0381	0,0265	0,0010	0,0782
Kvinne, 45-66 år	0,1693	-0,0096	0,794	-0,0043	0,1754	-0,0008	-0,0585
Kvinne, 67- år	0,0891	-0,0287	0,663	-0,0068	-0,2154	0,0015	0,1129
Mann, 15-24 år	0,0826	-0,0109	0,855	-0,0024	-0,2144	0,0005	0,0395
Mann, 25-44 år	0,1703	-0,0960	0,020	-0,0434	-0,0022	0,0001	0,0074
Mann, 67- år	0,0883	-0,0236	0,701	-0,0055	-0,0712	0,0004	0,0304
Sum behovsfaktorer:						-0,0282	-2,1797
Ikke-behovsfaktorer:							
Inntekt, 19 441-25 225 kr	0,1983	0,0019	0,962	0,0010	-0,4187	-0,0004	-0,0321
Inntekt, 25 226-30 550 kr	0,2022	0,1110	0,013	0,0596	-0,0181	-0,0011	-0,0835
Inntekt, 30 551-37 879 kr	0,2041	0,0225	0,575	0,0122	0,3882	0,0047	0,3655
Inntekt, 37 880-594 427 kr	0,2039	0,0775	0,072	0,0419	0,7962	0,0334	2,5824
Utdanning, primær	0,2624	-0,0318	0,275	-0,0221	-0,1707	0,0038	0,2921
Utdanning, tertiær	0,2956	0,0063	0,833	0,0049	0,1999	0,0010	0,0760
Utdanning, ingen/mangler	0,0560	0,0934	0,155	0,0139	-0,3116	-0,0043	-0,3342
Arbeider deltid	0,0722	-0,0168	0,700	-0,0032	0,0348	-0,0001	-0,0087
Student/utfører verneplikt	0,1213	-0,0586	0,191	-0,0189	-0,2765	0,0052	0,4037
Pensjonist	0,1852	0,0755	0,168	0,0371	-0,1412	-0,0052	-0,4056
Ufør	0,0590	0,0938	0,090	0,0147	-0,2193	-0,0032	-0,2490
Utenfor arbeidsmarkedet	0,0392	0,0323	0,607	0,0034	-0,2930	-0,0010	-0,0761
Østfold	0,0552	-0,0405	0,529	-0,0059	-0,0476	0,0003	0,0218
Akershus	0,1122	0,0481	0,401	0,0143	0,1016	0,0015	0,1126
Hedmark	0,0386	0,0451	0,432	0,0046	-0,0672	-0,0003	-0,0240
Oppland	0,0381	0,0000	1,000	0,0000	-0,0808	0,0000	0,0000
Buskerud	0,0543	-0,0274	0,668	-0,0039	0,0119	0,0000	-0,0037
Vestfold	0,0462	0,0448	0,429	0,0055	-0,0480	-0,0003	-0,0204
Telemark	0,0333	-0,0303	0,648	-0,0027	-0,0726	0,0002	0,0150
Aust-Agder	0,0226	0,0566	0,356	0,0034	-0,0755	-0,0003	-0,0198
Vest-Agder	0,0353	-0,0319	0,584	-0,0030	-0,0291	0,0001	0,0067
Rogaland	0,0873	-0,0013	0,982	-0,0003	0,1033	0,0000	-0,0024
Hordaland	0,0996	-0,0059	0,917	-0,0016	0,0093	0,0000	-0,0011
Sogn og Fjordane	0,0205	0,1919	0,019	0,0104	-0,0299	-0,0003	-0,0242
Møre og Romsdal	0,0489	0,0442	0,435	0,0057	-0,0287	-0,0002	-0,0127
Sør-Trøndelag	0,0625	0,0493	0,403	0,0082	0,0198	0,0002	0,0125
Nord-Trøndelag	0,0258	0,0569	0,291	0,0039	-0,0009	0,0000	-0,0003
Nordland	0,0468	0,0209	0,690	0,0026	-0,0240	-0,0001	-0,0048
Troms	0,0315	0,0545	0,382	0,0046	-0,0204	-0,0001	-0,0072
Finnmark	0,0148	-0,0193	0,745	-0,0008	0,0711	-0,0001	-0,0042
Bakgrunn, Europa	0,0795	-0,2259	0,000	-0,0476	-0,1011	0,0048	0,3727
Bakgrunn, utenfor Europa	0,0597	0,0098	0,841	0,0015	-0,2905	-0,0004	-0,0348
Gift	0,4579	0,0239	0,403	0,0290	0,1235	0,0036	0,2777
Samboer	0,1484	0,0380	0,293	0,0149	0,1533	0,0023	0,1773
Har fortrolige	0,9679	-0,1083	0,150	-0,2780	0,0090	-0,0025	-0,1944
Trener sjeldnere enn ukentlig	0,1306	-0,0291	0,371	-0,0101	-0,0291	0,0003	0,0227
Trener aldri	0,1525	0,0037	0,921	0,0015	-0,1826	-0,0003	-0,0213
Røyker daglig	0,1288	-0,0878	0,012	-0,0300	-0,0875	0,0026	0,2030
Fedme	0,1254	-0,0270	0,402	-0,0090	-0,0045	0,0000	0,0031
Sum ikke-behovsfaktorer:						0,0437	3,3805
Horizontal ulikhetsindeks (C_M – bidrag behovsfaktorer):						0,0411	
Residual (C_M – bidrag behovsfaktorer – bidrag ikkebehovsfaktorer):						-0,0026	-0,2008

Tabell 5.7: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet kontakter med legespesialist

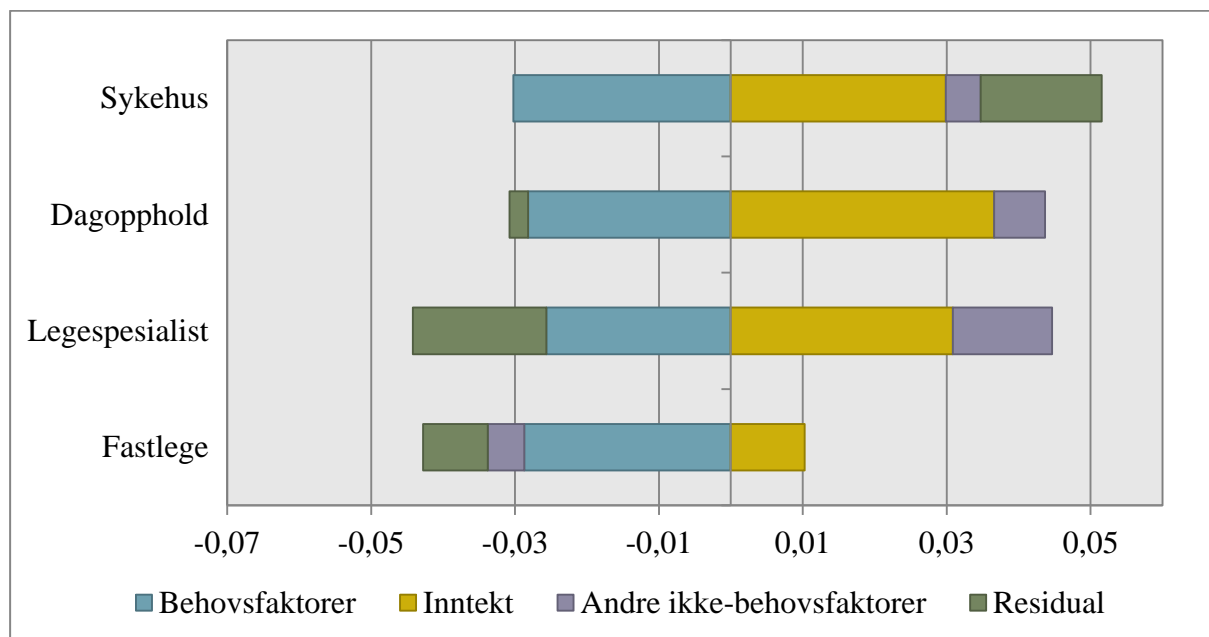
Variabel	Gj.snitt	Marginal effekt	$P > z$	Elastisitet	Kons. indeks	Bidrag	Prosentvis bidrag
Behovsfaktorer:							
God helse	0,4861	0,2910	0,000	0,1554	0,0014	0,0002	0,4700
Dårlig helse	0,2015	0,4262	0,000	0,0944	-0,1307	-0,0123	-26,9350
Langvarig sykdom	0,3362	0,4359	0,000	0,1611	-0,0229	-0,0037	-8,0565
Antall kroniske sykdommer, =1	0,2755	0,1564	0,009	0,0474	0,0324	0,0015	3,3535
Antall kroniske sykdommer, >1	0,2346	0,2089	0,001	0,0539	-0,0616	-0,0033	-7,2485
Noen begrensninger	0,1045	0,4484	0,000	0,0515	-0,0635	-0,0033	-7,1463
Store begrensninger	0,0579	0,3801	0,000	0,0242	-0,2279	-0,0055	-12,0313
Skadet i ulykke siste 12 mnd.	0,0749	0,0922	0,149	0,0076	0,0211	0,0002	0,3488
Kvinne, 15-24 år	0,0706	-0,0122	0,926	-0,0009	-0,2672	0,0003	0,5516
Kvinne, 25-44 år	0,1629	0,1708	0,022	0,0306	0,0265	0,0008	1,7702
Kvinne, 45-66 år	0,1693	0,0146	0,835	0,0027	0,1754	0,0005	1,0432
Kvinne, 67- år	0,0891	0,0501	0,639	0,0049	-0,2154	-0,0011	-2,3076
Mann, 15-24 år	0,0826	-0,0344	0,809	-0,0031	-0,2144	0,0007	1,4623
Mann, 25-44 år	0,1703	-0,2049	0,019	-0,0383	-0,0022	0,0001	0,1849
Mann, 67- år	0,0883	0,0981	0,302	0,0095	-0,0712	-0,0007	-1,4805
Sum behovsfaktorer:						-0,0257	-56,0211
Ikke-behovsfaktorer:							
Inntekt, 19 441-25 225 kr	0,1983	0,0803	0,363	0,0175	-0,4187	-0,0073	-15,9969
Inntekt, 25 226-30 550 kr	0,2022	0,0093	0,893	0,0021	-0,0181	0,0000	-0,0817
Inntekt, 30 551-37 879 kr	0,2041	0,0827	0,270	0,0186	0,3882	0,0072	15,7351
Inntekt, 37 880-594 427 kr	0,2039	0,1740	0,025	0,0390	0,7962	0,0310	67,7837
Utdanning, primær	0,2624	-0,0478	0,402	-0,0138	-0,1707	0,0024	5,1355
Utdanning, tertiær	0,2956	0,0177	0,742	0,0057	0,1999	0,0011	2,5107
Utdanning, ingen/mangler	0,0560	-0,4267	0,001	-0,0262	-0,3116	0,0082	17,8581
Arbeider deltid	0,0722	-0,0506	0,477	-0,0040	0,0348	-0,0001	-0,3044
Student/utfører verneplikt	0,1213	0,3863	0,002	0,0515	-0,2765	-0,0142	-31,0951
Pensjonist	0,1852	-0,0676	0,439	-0,0138	-0,1412	0,0019	4,2418
Ufør	0,0590	0,0341	0,686	0,0022	-0,2193	-0,0005	-1,0593
Utenfor arbeidsmarkedet	0,0392	0,1465	0,191	0,0063	-0,2930	-0,0018	-4,0396
Østfold	0,0552	-0,1101	0,236	-0,0067	-0,0476	0,0003	0,6945
Akershus	0,1122	-0,0990	0,435	-0,0122	0,1016	-0,0012	-2,7088
Hedmark	0,0386	-0,1907	0,070	-0,0081	-0,0672	0,0005	1,1880
Oppland	0,0381	-0,3684	0,000	-0,0154	-0,0808	0,0012	2,7220
Buskerud	0,0543	-0,1631	0,121	-0,0097	0,0119	-0,0001	-0,2541
Vestfold	0,0462	-0,0059	0,958	-0,0003	-0,0480	0,0000	0,0314
Telemark	0,0333	-0,1682	0,101	-0,0062	-0,0726	0,0004	0,9753
Aust-Agder	0,0226	-0,1945	0,065	-0,0048	-0,0755	0,0004	0,7961
Vest-Agder	0,0353	-0,0596	0,675	-0,0023	-0,0291	0,0001	0,1473
Rogaland	0,0873	-0,2230	0,017	-0,0214	0,1033	-0,0022	-4,8297
Hordaland	0,0996	-0,0078	0,944	-0,0009	0,0093	0,0000	-0,0173
Sogn og Fjordane	0,0205	0,0419	0,777	0,0009	-0,0299	0,0000	-0,0616
Møre og Romsdal	0,0489	-0,1783	0,238	-0,0096	-0,0287	0,0003	0,5996
Sør-Trøndelag	0,0625	-0,2132	0,060	-0,0147	0,0198	-0,0003	-0,6327
Nord-Trøndelag	0,0258	-0,2959	0,003	-0,0084	-0,0009	0,0000	0,0157
Nordland	0,0468	-0,1882	0,078	-0,0097	-0,0240	0,0002	0,5073
Troms	0,0315	-0,2677	0,023	-0,0093	-0,0204	0,0002	0,4130
Finnmark	0,0148	-0,1532	0,226	-0,0025	0,0711	-0,0002	-0,3878
Bakgrunn, Europa	0,0795	-0,1137	0,115	-0,0099	-0,1011	0,0010	2,1925
Bakgrunn, utenfor Europa	0,0597	-0,1729	0,118	-0,0113	-0,2905	0,0033	7,1958
Gift	0,4579	0,0440	0,362	0,0222	0,1235	0,0027	5,9792
Samboer	0,1484	0,0309	0,657	0,0050	0,1533	0,0008	1,6885
Har fortrolige	0,9679	0,3037	0,002	0,3231	0,0090	0,0029	6,3743
Trener sjeldnere enn ukentlig	0,1306	-0,1229	0,122	-0,0176	-0,0291	0,0005	1,1196
Trener aldri	0,1525	-0,2082	0,001	-0,0349	-0,1826	0,0064	13,9186
Røyker daglig	0,1288	0,0263	0,677	0,0037	-0,0875	-0,0003	-0,7111
Fedme	0,1254	0,1146	0,129	0,0158	-0,0045	-0,0001	-0,1556
Sum ikke-behovsfaktorer:						0,0446	97,4878
Horisontal ulikhetsindeks (C_M – bidrag behovsfaktorer):						0,0261	
Residual (C_M – bidrag behovsfaktorer – bidrag ikkebehovsfaktorer):						-0,0185	-40,4663

De høyeste inntektsgruppene har høyere etterspørselsetastisitet, og bidrar derfor positivt til ulikhet i favør av høyinntektsgruppene. Den samme effekten ser vi for høyere utdanning, mens for lav utdanning er det negativ elastisitet i kombinasjon med negative konsentrasjonsindekser som bidrar til økt pro-rik ulikhet. Variablene som beskriver sosialt nettverk er konsentrert blant høyinntektsgrupper, og med positiv elastisitet bidrar også disse til økt pro-rik ulikhet. Effekten av svak tilknytning til arbeidsmarkedet er i sum negativ, og bidrar på sin side til redusert ulikhet i favør av rike. Det gjør også residualen.

Oppsummering

Figur 5.3 oppsummerer resultatene fra dekomponeringsanalysene, og viser hvordan behovsfaktorene, ikke-behovsfaktorene og inntekt selv bidrar til innteksrelatert ulikhet i det totale antallet kontakter med helsetjenestene. Residualen er også inkludert, og illustrerer den andelen av ulikheten som ikke kan forklares av variasjoner i verken behovs- eller ikke-behovsvariablene.

Figur 5.3: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for det totale antallet kontakter med helsetjenestene. Helsetjenestene er sortert etter den horisontale ulikhetsindeksen presentert i Tabell 5.1, fra høyest til lavest.

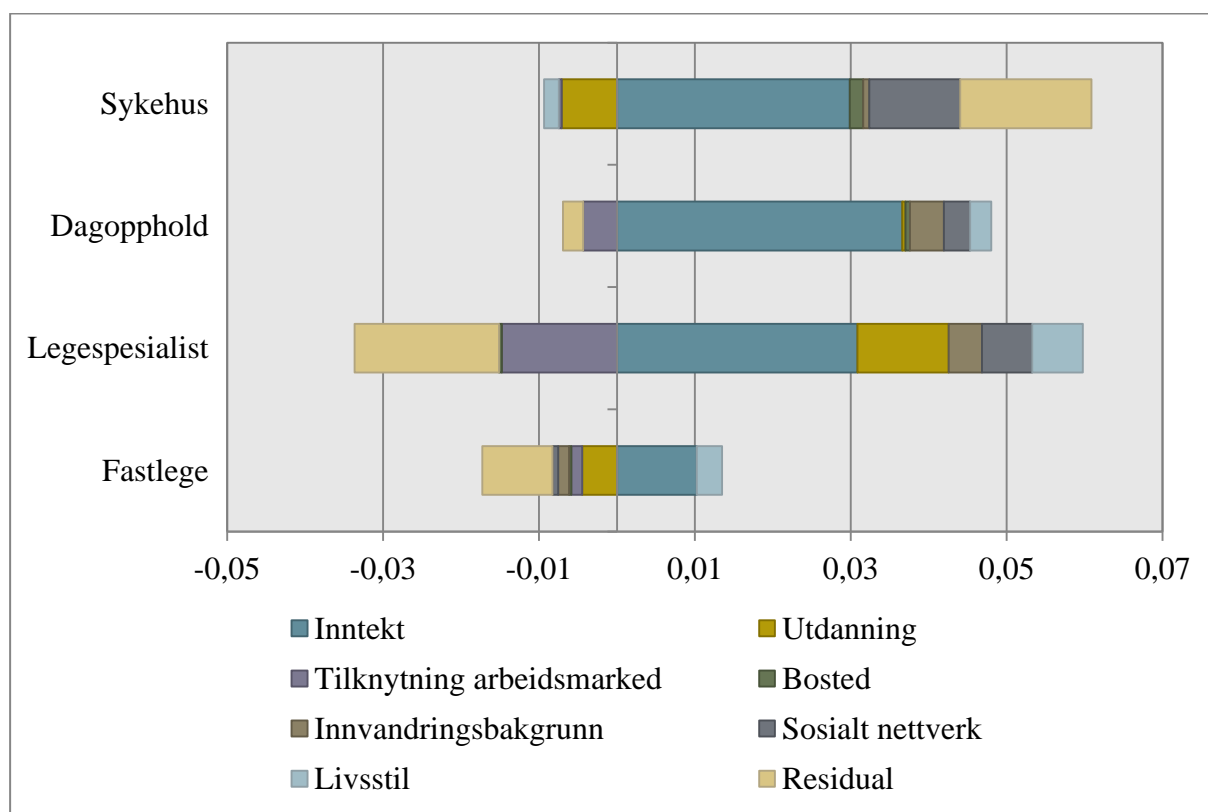


Diagrammet illustrerer at behov bidrar til ulikhet i favør av lavinntektsgrupper. Inntekt bidrar til ulikhet i favør av rike, men i absolutt størrelse er effekten av inntekt liten på bruk av fastlegetjenester. Betydningen av de resterende ikke-behovsfaktorene er relativt liten. Disse faktorene bidrar i sum til å øke den pro-rike ulikheten i bruken av alle helsetjenestene, med

unntak av fastlegekontakter. Restleddet bidrar i negativ retning for alle helsetjenestene, med unntak av sykehusinnleggelser.

Figur 5.4 viser sammensetningen av ikke-behovsfaktorene og residualen, som samlet utgjør (en tilnærming til) den horisontale ulikhetsindeksen. Diagrammet tydeliggjør de forskjellige determinantenes relative betydning, og effektens retning.

Figur 5.4: Relativ betydning av ikke-behovsfaktorer på den horisontale ulikheten i det totale antallet kontakter med helsetjenestene



Inntekt er den klart viktigste forklaringen til den sosialt betingede ulikheten i bruk av alle helsetjenestene. Det er også en relativt stor andel uforklart variasjon i enkelte av modellene, som vi ser av residualens betydning for eksempelvis sykehusinnleggelser og kontakter med legespesialist. Hvorvidt residualen bør tolkes som uforklart behov, eller som uforklart «ikke-behov», er opp til leseren.

Tabell 5.8: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for kontakt med fastlege/allmennlege

Variabel	Gj.snitt	Marginal effekt	$P > z$	Elastisitet	Kons. indeks	Bidrag	Prosentvis bidrag
Behovsfaktorer:							
God helse	0,4861	0,0393	0,001	0,0259	0,0014	0,0000	0,0086
Dårlig helse	0,2015	0,0817	0,000	0,0223	-0,1307	-0,0029	-0,6969
Langvarig sykdom	0,3362	0,1083	0,000	0,0494	-0,0229	-0,0011	-0,2702
Antall kroniske sykdommer, =1	0,2755	0,0648	0,000	0,0242	0,0324	0,0008	0,1877
Antall kroniske sykdommer, >1	0,2346	0,1435	0,000	0,0456	-0,0616	-0,0028	-0,6720
Noen begrensninger	0,1045	0,1200	0,000	0,0170	-0,0635	-0,0011	-0,2581
Store begrensninger	0,0579	0,1024	0,010	0,0080	-0,2279	-0,0018	-0,4374
Skadet i ulykke siste 12 mnd.	0,0749	0,0986	0,000	0,0100	0,0211	0,0002	0,0504
Kvinne, 15-24 år	0,0706	0,0818	0,004	0,0078	-0,2672	-0,0021	-0,5004
Kvinne, 25-44 år	0,1629	0,0910	0,000	0,0201	0,0265	0,0005	0,1274
Kvinne, 45-66 år	0,1693	0,0555	0,002	0,0127	0,1754	0,0022	0,5343
Kvinne, 67- år	0,0891	0,1001	0,007	0,0121	-0,2154	-0,0026	-0,6223
Mann, 15-24 år	0,0826	-0,0550	0,037	-0,0062	-0,2144	0,0013	0,3156
Mann, 25-44 år	0,1703	-0,0470	0,007	-0,0109	-0,0022	0,0000	0,0057
Mann, 67- år	0,0883	0,1227	0,000	0,0147	-0,0712	-0,0010	-0,2500
Sum behovsfaktorer:						-0,0104	-2,4777
Ikke-behovsfaktorer:							
Inntekt, 19 441-25 225 kr	0,1983	0,0344	0,060	0,0093	-0,4187	-0,0039	-0,9264
Inntekt, 25 226-30 550 kr	0,2022	0,0151	0,401	0,0041	-0,0181	-0,0001	-0,0179
Inntekt, 30 551-37 879 kr	0,2041	0,0523	0,004	0,0145	0,3882	0,0056	1,3436
Inntekt, 37 880-594 427 kr	0,2039	0,0304	0,103	0,0084	0,7962	0,0067	1,5991
Utdanning, primær	0,2624	-0,0238	0,118	-0,0085	-0,1707	0,0014	0,3459
Utdanning, tertiær	0,2956	-0,0330	0,013	-0,0132	0,1999	-0,0026	-0,6326
Utdanning, ingen/mangler	0,0560	-0,0249	0,411	-0,0019	-0,3116	0,0006	0,1404
Arbeider deltid	0,0722	0,0287	0,211	0,0028	0,0348	0,0001	0,0234
Student/utfører verneplikt	0,1213	0,0055	0,799	0,0009	-0,2765	-0,0003	-0,0603
Pensjonist	0,1852	0,0347	0,258	0,0087	-0,1412	-0,0012	-0,2939
Ufør	0,0590	0,0386	0,285	0,0031	-0,2193	-0,0007	-0,1619
Utenfor arbeidsmarkedet	0,0392	-0,0076	0,795	-0,0004	-0,2930	0,0001	0,0283
Østfold	0,0552	0,0297	0,273	0,0022	-0,0476	-0,0001	-0,0253
Akershus	0,1122	-0,0064	0,798	-0,0010	0,1016	-0,0001	-0,0237
Hedmark	0,0386	0,0096	0,729	0,0005	-0,0672	0,0000	-0,0081
Oppland	0,0381	-0,0109	0,688	-0,0006	-0,0808	0,0000	0,0109
Buskerud	0,0543	-0,0211	0,408	-0,0016	0,0119	0,0000	-0,0044
Vestfold	0,0462	0,0432	0,133	0,0027	-0,0480	-0,0001	-0,0311
Telemark	0,0333	-0,0117	0,670	-0,0005	-0,0726	0,0000	0,0092
Aust-Agder	0,0226	0,0250	0,373	0,0008	-0,0755	-0,0001	-0,0138
Vest-Agder	0,0353	-0,0204	0,443	-0,0010	-0,0291	0,0000	0,0068
Rogaland	0,0873	-0,0251	0,320	-0,0030	0,1033	-0,0003	-0,0734
Hordaland	0,0996	0,0137	0,591	0,0018	0,0093	0,0000	0,0041
Sogn og Fjordane	0,0205	-0,0796	0,002	-0,0022	-0,0299	0,0001	0,0158
Møre og Romsdal	0,0489	0,0119	0,670	0,0008	-0,0287	0,0000	-0,0054
Sør-Trøndelag	0,0625	-0,0503	0,042	-0,0043	0,0198	-0,0001	-0,0202
Nord-Trøndelag	0,0258	-0,0244	0,371	-0,0009	-0,0009	0,0000	0,0002
Nordland	0,0468	-0,0313	0,235	-0,0020	-0,0240	0,0000	0,0114
Troms	0,0315	0,0040	0,884	0,0002	-0,0204	0,0000	-0,0008
Finnmark	0,0148	0,0143	0,606	0,0003	0,0711	0,0000	0,0049
Bakgrunn, Europa	0,0795	-0,0276	0,191	-0,0030	-0,1011	0,0003	0,0719
Bakgrunn, utenfor Europa	0,0597	0,0118	0,629	0,0010	-0,2905	-0,0003	-0,0663
Gift	0,4579	0,0059	0,662	0,0037	0,1235	0,0005	0,1090
Samboer	0,1484	0,0232	0,171	0,0047	0,1533	0,0007	0,1713
Har fortrolige	0,9679	-0,0059	0,857	-0,0077	0,0090	-0,0001	-0,0167
Trener sjeldnere enn ukentlig	0,1306	-0,0485	0,002	-0,0086	-0,0291	0,0002	0,0597
Trener aldri	0,1525	-0,0758	0,000	-0,0157	-0,1826	0,0029	0,6846
Røyker daglig	0,1288	-0,0460	0,006	-0,0080	-0,0875	0,0007	0,1679
Fedme	0,1254	0,0339	0,068	0,0058	-0,0045	0,0000	-0,0062
Sum ikke-behovsfaktorer:						0,0101	2,4201
Horizontal ulikhetsindeks (C_M – bidrag behovsfaktorer):						0,0146	
Residual (C_M – bidrag behovsfaktorer – bidrag ikkebehovsfaktorer):						0,0044	1,0576

5.2.3 Dekomponering av ulikhet i sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene

Fastlege eller annen allmennlege

I del 5.1.2 så vi at konsentrasjonsindeksen for sannsynligheten for kontakt med fastlege eller annen allmennlege var $C_M = 0,0042$. Dekomponering av indeksen viser at behovsvariablene bidrar til å redusere ulikheten i favør av rike. Resultatene er vist i Tabell 5.8. Bidragene fra både dårlig egenvurdert helse, kroniske sykdommer, begrensninger som følge av sykdom, samt forekomst av langvarige helseplager er alle negative i sum. Den samlede effekten av alder og kjønn trekker også i retning av redusert pro-rik ulikhet.

Vi ser også her at inntekt er den viktigste forklaringen til ulikhet i favør av høyinntektsgrupper. Effekten av livsstilsfaktorene bidrar også positivt, og årsaken er at variablene har negativ elastisitet og er konsentrert blant lavinntektsgrupper. Svak tilknytning til arbeidsmarkedet bidrar til å redusere ulikheten. Det gjør også utdanning, men effekten er relativt beskjeden. Residualen er positiv, og bidrar til økt pro-rik ulikhet.

Sykehusinnleggelser

Sannsynligheten for sykehusinnleggelse hadde en signifikant konsentrasjonsindeks på $C_M = -0,0524$. Dekomponeringsresultatene er presentert i Tabell 5.9. Dette er i stor grad som følge av behovsfaktorene, men som vi ser av siste linje i Tabell 5.9 er residualen enda større. En stor andel av ulikheten er som følge av uobservert variasjon, som dermed ikke er forklart av modellen.

Inntekt bidrar til å redusere den pro-fattige ulikheten, og effekten av utdanning trekker i motsatt retning. Utover det er betydningen av ikke-behovsfaktorene her liten.

Tabell 5.9: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for sykehusinnleggelse

Variabel	Gj.snitt	Marginal effekt	$P > z$	Elastisitet	Kons. indeks	Bidrag	Prosentvis bidrag
Behovsfaktorer:							
God helse	0,4861	0,0056	0,514	0,0265	0,0014	0,0000	-0,0007
Dårlig helse	0,2015	0,0270	0,017	0,0531	-0,1307	-0,0069	0,1326
Langvarig sykdom	0,3362	0,0219	0,007	0,0718	-0,0229	-0,0016	0,0314
Antall kroniske sykdommer, =1	0,2755	0,0240	0,005	0,0645	0,0324	0,0021	-0,0399
Antall kroniske sykdommer, >1	0,2346	0,0366	0,000	0,0838	-0,0616	-0,0052	0,0985
Noen begrensninger	0,1045	0,0245	0,016	0,0250	-0,0635	-0,0016	0,0303
Store begrensninger	0,0579	0,0455	0,000	0,0257	-0,2279	-0,0059	0,1118
Skadet i ulykke siste 12 mnd.	0,0749	0,0693	0,000	0,0506	0,0211	0,0011	-0,0204
Kvinne, 15-24 år	0,0706	0,0042	0,831	0,0029	-0,2672	-0,0008	0,0147
Kvinne, 25-44 år	0,1629	0,0214	0,061	0,0341	0,0265	0,0009	-0,0172
Kvinne, 45-66 år	0,1693	-0,0139	0,216	-0,0230	0,1754	-0,0040	0,0769
Kvinne, 67- år	0,0891	0,0694	0,000	0,0604	-0,2154	-0,0130	0,2482
Mann, 15-24 år	0,0826	-0,0541	0,011	-0,0436	-0,2144	0,0093	-0,1785
Mann, 25-44 år	0,1703	-0,0510	0,000	-0,0847	-0,0022	0,0002	-0,0036
Mann, 67- år	0,0883	0,0326	0,092	0,0280	-0,0712	-0,0020	0,0381
Sum behovsfaktorer:						-0,0274	0,5224
Ikke-behovsfaktorer:							
Inntekt, 19 441-25 225 kr	0,1983	-0,0113	0,296	-0,0219	-0,4187	0,0092	-0,1749
Inntekt, 25 226-30 550 kr	0,2022	-0,0001	0,992	-0,0002	-0,0181	0,0000	-0,0001
Inntekt, 30 551-37 879 kr	0,2041	0,0092	0,398	0,0183	0,3882	0,0071	-0,1360
Inntekt, 37 880-594 427 kr	0,2039	-0,0025	0,832	-0,0049	0,7962	-0,0039	0,0748
Utdanning, primær	0,2624	0,0146	0,077	0,0375	-0,1707	-0,0064	0,1221
Utdanning, tertiær	0,2956	-0,0040	0,615	-0,0114	0,1999	-0,0023	0,0435
Utdanning, ingen/mangler	0,0560	-0,0111	0,676	-0,0061	-0,3116	0,0019	-0,0362
Arbeider deltid	0,0722	-0,0033	0,799	-0,0023	0,0348	-0,0001	0,0016
Student/utfører verneplikt	0,1213	-0,0037	0,833	-0,0044	-0,2765	0,0012	-0,0230
Pensjonist	0,1852	-0,0012	0,947	-0,0021	-0,1412	0,0003	-0,0057
Ufør	0,0590	0,0219	0,101	0,0126	-0,2193	-0,0028	0,0527
Utenfor arbeidsmarkedet	0,0392	0,0251	0,163	0,0096	-0,2930	-0,0028	0,0538
Østfold	0,0552	-0,0187	0,317	-0,0101	-0,0476	0,0005	-0,0091
Akershus	0,1122	-0,0009	0,957	-0,0010	0,1016	-0,0001	0,0019
Hedmark	0,0386	-0,0039	0,810	-0,0015	-0,0672	0,0001	-0,0019
Oppland	0,0381	-0,0020	0,907	-0,0008	-0,0808	0,0001	-0,0012
Buskerud	0,0543	0,0205	0,192	0,0108	0,0119	0,0001	-0,0025
Vestfold	0,0462	0,0152	0,354	0,0069	-0,0480	-0,0003	0,0063
Telemark	0,0333	0,0162	0,324	0,0052	-0,0726	-0,0004	0,0073
Aust-Agder	0,0226	0,0137	0,409	0,0030	-0,0755	-0,0002	0,0044
Vest-Agder	0,0353	0,0191	0,229	0,0066	-0,0291	-0,0002	0,0037
Rogaland	0,0873	0,0132	0,401	0,0112	0,1033	0,0012	-0,0221
Hordaland	0,0996	0,0270	0,077	0,0263	0,0093	0,0002	-0,0047
Sogn og Fjordane	0,0205	-0,0032	0,857	-0,0006	-0,0299	0,0000	-0,0004
Møre og Romsdal	0,0489	0,0164	0,348	0,0078	-0,0287	-0,0002	0,0043
Sør-Trøndelag	0,0625	0,0078	0,629	0,0047	0,0198	0,0001	-0,0018
Nord-Trøndelag	0,0258	0,0206	0,202	0,0052	-0,0009	0,0000	0,0001
Nordland	0,0468	0,0058	0,730	0,0026	-0,0240	-0,0001	0,0012
Troms	0,0315	0,0110	0,497	0,0034	-0,0204	-0,0001	0,0013
Finnmark	0,0148	0,0532	0,001	0,0077	0,0711	0,0005	-0,0105
Bakgrunn, Europa	0,0795	-0,0158	0,284	-0,0122	-0,1011	0,0012	-0,0236
Bakgrunn, utenfor Europa	0,0597	0,0185	0,250	0,0108	-0,2905	-0,0031	0,0597
Gift	0,4579	-0,0037	0,646	-0,0164	0,1235	-0,0020	0,0387
Samboer	0,1484	0,0281	0,005	0,0407	0,1533	0,0062	-0,1192
Har fortrolige	0,9679	-0,0122	0,480	-0,1156	0,0090	-0,0010	0,0199
Trener sjeldnere enn ukentlig	0,1306	-0,0232	0,026	-0,0296	-0,0291	0,0009	-0,0164
Trener aldri	0,1525	-0,0002	0,980	-0,0004	-0,1826	0,0001	-0,0012
Røyker daglig	0,1288	-0,0072	0,470	-0,0091	-0,0875	0,0008	-0,0152
Fedme	0,1254	-0,0036	0,706	-0,0044	-0,0045	0,0000	-0,0004
Sum ikke-behovsfaktorer:						0,0057	-0,1087
Horisontal ulikhetsindeks (C_M – bidrag behovsfaktorer):						-0,0250	
Residual (C_M – bidrag behovsfaktorer – bidrag ikkebehovsfaktorer):						-0,0307	0,5863

Tabell 5.10: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for dagopphold

Variabel	Gj.snitt	Marginal effekt	$P > z$	Elastisitet	Kons. indeks	Bidrag	Prosentvis bidrag
Behovsfaktorer:							
God helse	0,4861	0,0466	0,000	0,1560	0,0014	0,0002	0,0122
Dårlig helse	0,2015	0,0668	0,000	0,0928	-0,1307	-0,0121	-0,6862
Langvarig sykdom	0,3362	0,0624	0,000	0,1445	-0,0229	-0,0033	-0,1873
Antall kroniske sykdommer, =1	0,2755	0,0148	0,173	0,0281	0,0324	0,0009	0,0516
Antall kroniske sykdommer, >1	0,2346	0,0364	0,003	0,0589	-0,0616	-0,0036	-0,2053
Noen begrensninger	0,1045	0,0462	0,000	0,0333	-0,0635	-0,0021	-0,1197
Store begrensninger	0,0579	0,0572	0,001	0,0228	-0,2279	-0,0052	-0,2941
Skadet i ulykke siste 12 mnd.	0,0749	0,0830	0,000	0,0428	0,0211	0,0009	0,0510
Kvinne, 15-24 år	0,0706	0,0035	0,883	0,0017	-0,2672	-0,0005	-0,0258
Kvinne, 25-44 år	0,1629	0,0341	0,021	0,0383	0,0265	0,0010	0,0575
Kvinne, 45-66 år	0,1693	-0,0019	0,887	-0,0022	0,1754	-0,0004	-0,0221
Kvinne, 67- år	0,0891	-0,0362	0,140	-0,0222	-0,2154	0,0048	0,2710
Mann, 15-24 år	0,0826	-0,0111	0,645	-0,0063	-0,2144	0,0014	0,0767
Mann, 25-44 år	0,1703	-0,0312	0,049	-0,0366	-0,0022	0,0001	0,0046
Mann, 67- år	0,0883	-0,0011	0,961	-0,0007	-0,0712	0,0000	0,0028
Sum behovsfaktorer:						-0,0179	-1,0133
Ikke-behovsfaktorer:							
Inntekt, 19 441-25 225 kr	0,1983	0,0283	0,046	0,0386	-0,4187	-0,0162	-0,9153
Inntekt, 25 226-30 550 kr	0,2022	0,0344	0,017	0,0479	-0,0181	-0,0009	-0,0491
Inntekt, 30 551-37 879 kr	0,2041	0,0320	0,030	0,0449	0,3882	0,0174	0,9874
Inntekt, 37 880-594 427 kr	0,2039	0,0344	0,022	0,0483	0,7962	0,0384	2,1746
Utdanning, primær	0,2624	0,0011	0,922	0,0020	-0,1707	-0,0003	-0,0192
Utdanning, tertiær	0,2956	-0,0068	0,506	-0,0138	0,1999	-0,0028	-0,1561
Utdanning, ingen/mangler	0,0560	0,0340	0,173	0,0131	-0,3116	-0,0041	-0,2311
Arbeider deltid	0,0722	-0,0062	0,700	-0,0031	0,0348	-0,0001	-0,0061
Student/utfører verneplikt	0,1213	-0,0091	0,642	-0,0076	-0,2765	0,0021	0,1193
Pensjonist	0,1852	0,0230	0,276	0,0294	-0,1412	-0,0041	-0,2347
Ufør	0,0590	-0,0076	0,669	-0,0031	-0,2193	0,0007	0,0384
Utenfor arbeidsmarkedet	0,0392	0,0013	0,960	0,0003	-0,2930	-0,0001	-0,0056
Østfold	0,0552	0,0075	0,736	0,0029	-0,0476	-0,0001	-0,0077
Akershus	0,1122	0,0268	0,197	0,0207	0,1016	0,0021	0,1190
Hedmark	0,0386	0,0371	0,070	0,0099	-0,0672	-0,0007	-0,0375
Oppland	0,0381	0,0391	0,057	0,0103	-0,0808	-0,0008	-0,0470
Buskerud	0,0543	0,0136	0,535	0,0051	0,0119	0,0001	0,0034
Vestfold	0,0462	0,0319	0,139	0,0102	-0,0480	-0,0005	-0,0276
Telemark	0,0333	0,0055	0,800	0,0013	-0,0726	-0,0001	-0,0052
Aust-Agder	0,0226	0,0140	0,523	0,0022	-0,0755	-0,0002	-0,0093
Vest-Agder	0,0353	0,0022	0,922	0,0005	-0,0291	0,0000	-0,0009
Rogaland	0,0873	0,0117	0,576	0,0070	0,1033	0,0007	0,0411
Hordaland	0,0996	0,0062	0,776	0,0042	0,0093	0,0000	0,0022
Sogn og Fjordane	0,0205	0,0833	0,000	0,0118	-0,0299	-0,0004	-0,0199
Møre og Romsdal	0,0489	0,0391	0,065	0,0132	-0,0287	-0,0004	-0,0214
Sør-Trøndelag	0,0625	0,0399	0,048	0,0172	0,0198	0,0003	0,0192
Nord-Trøndelag	0,0258	0,0472	0,023	0,0084	-0,0009	0,0000	-0,0004
Nordland	0,0468	0,0477	0,021	0,0154	-0,0240	-0,0004	-0,0209
Troms	0,0315	0,0190	0,382	0,0041	-0,0204	-0,0001	-0,0048
Finnmark	0,0148	0,0216	0,325	0,0022	0,0711	0,0002	0,0089
Bakgrunn, Europa	0,0795	-0,0543	0,008	-0,0297	-0,1011	0,0030	0,1700
Bakgrunn, utenfor Europa	0,0597	0,0139	0,486	0,0057	-0,2905	-0,0017	-0,0937
Gift	0,4579	0,0111	0,283	0,0351	0,1235	0,0043	0,2454
Samboer	0,1484	0,0124	0,347	0,0126	0,1533	0,0019	0,1097
Har fortrolige	0,9679	-0,0345	0,123	-0,2298	0,0090	-0,0021	-0,1175
Trener sjeldnere enn ukentlig	0,1306	-0,0044	0,731	-0,0039	-0,0291	0,0001	0,0065
Trener aldri	0,1525	-0,0152	0,232	-0,0160	-0,1826	0,0029	0,1654
Røyker daglig	0,1288	-0,0358	0,010	-0,0318	-0,0875	0,0028	0,1574
Fedme	0,1254	-0,0042	0,724	-0,0036	-0,0045	0,0000	0,0009
Sum ikke-behovsfaktorer:						0,0413	2,3379
Horisontal ulikhetsindeks (C_M – bidrag behovsfaktorer):						0,0356	
Residual (C_M – bidrag behovsfaktorer – bidrag ikkebehovsfaktorer):						-0,0057	-0,3246

Dagopphold

Konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for dagopphold var i favør av rike med $C_M = 0,0177$. Tendensen til den pro-rike ulikheten kan forklares av ikke-behovsfaktorene, og av inntekt spesielt. I Tabell 5.10 kan vi se at de høyeste inntektsgruppene har positive elastisiteter og disse variablene resulterer dermed i store bidrag. I sum bidrar også sosialt nettverk og livsstil i samme retning, men sammenlignet med inntekt er effekten av disse liten. Utdanning bidrar i sum til redusert pro-rik ulikhet.

Behovsvariablene i sum, og restleddet, bidrar også til en reduksjon av ulikheten i favør av høyinntektsgruppene.

Legespesialist

Sannsynligheten for kontakt med legespesialist hadde en signifikant konsentrasjonsindeks på $C_M = 0,0345$, og det eksisterer følgelig ulikhet i favør av høyinntektsgrupper. Som det kommer frem av Tabell 5.11 bidrar behovsfaktorene lite til å redusere denne ulikheten; effektene av disse variablene er alle relativt små.

Blant ikke-behovsfaktorene er bidraget fra inntekt størst, men også effekten av utdanning er av betydelig størrelse. For inntekt ser vi at elastisiteten øker med økende inntekt, og dette resulterer i et stort, positivt bidrag til pro-rik ulikhet. Bidragene fra utdanningskategoriene er alle positive og bidrar til økt ulikhet i favør av høyinntektsgrupper i sannsynligheten for å kontakte legespesialist. Residualens bidrag er negativt.

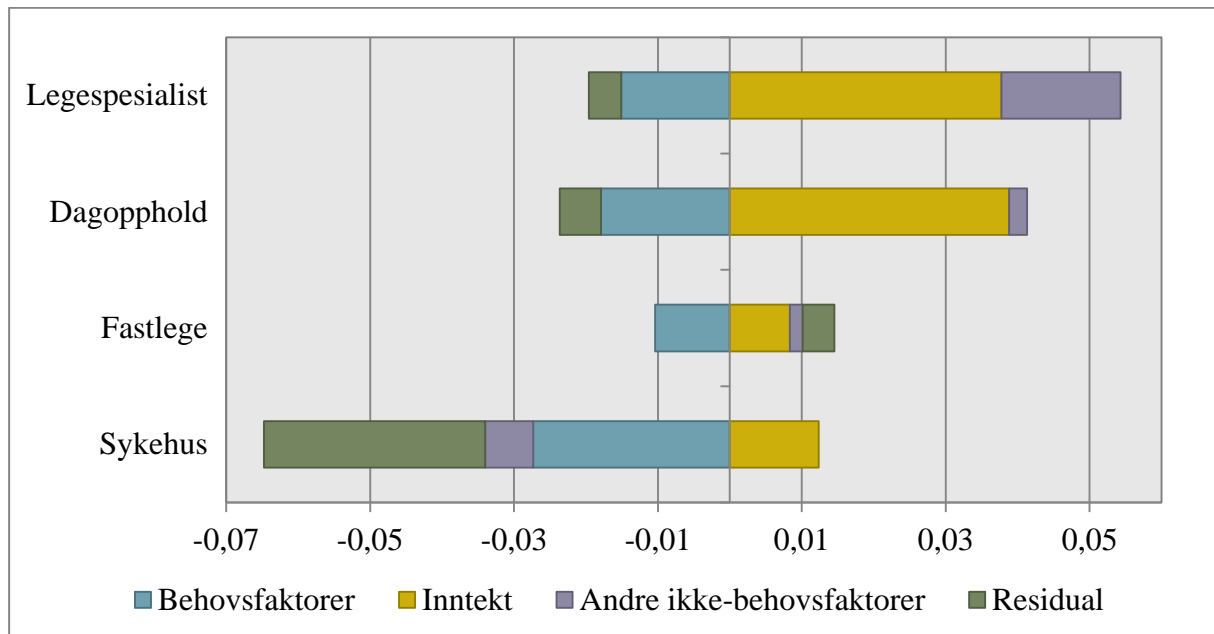
Tabell 5.11: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for kontakt med legespesialist

Variabel	Gj.snitt	Marginal effekt	$P > z$	Elastisitet	Kons. indeks	Bidrag	Prosentvis bidrag
Behovsfaktorer:							
God helse	0,4861	0,0557	0,000	0,0816	0,0014	0,0001	0,0033
Dårlig helse	0,2015	0,0865	0,000	0,0525	-0,1307	-0,0069	-0,1978
Langvarig sykdom	0,3362	0,1351	0,000	0,1369	-0,0229	-0,0031	-0,0903
Antall kroniske sykdommer, =1	0,2755	0,0255	0,105	0,0212	0,0324	0,0007	0,0198
Antall kroniske sykdommer, >1	0,2346	0,0954	0,000	0,0675	-0,0616	-0,0042	-0,1198
Noen begrensninger	0,1045	0,1104	0,000	0,0348	-0,0635	-0,0022	-0,0636
Store begrensninger	0,0579	0,0637	0,040	0,0111	-0,2279	-0,0025	-0,0729
Skadet i ulykke siste 12 mnd.	0,0749	0,0993	0,000	0,0224	0,0211	0,0005	0,0136
Kvinne, 15-24 år	0,0706	0,0442	0,234	0,0094	-0,2672	-0,0025	-0,0724
Kvinne, 25-44 år	0,1629	0,0977	0,000	0,0480	0,0265	0,0013	0,0366
Kvinne, 45-66 år	0,1693	0,0684	0,001	0,0349	0,1754	0,0061	0,1765
Kvinne, 67- år	0,0891	0,0513	0,172	0,0138	-0,2154	-0,0030	-0,0855
Mann, 15-24 år	0,0826	-0,0416	0,252	-0,0103	-0,2144	0,0022	0,0639
Mann, 25-44 år	0,1703	-0,0741	0,001	-0,0381	-0,0022	0,0001	0,0024
Mann, 67- år	0,0883	0,0903	0,013	0,0240	-0,0712	-0,0017	-0,0493
Sum behovsfaktorer:						-0,0151	-0,4354
Ikke-behovsfaktorer:							
Inntekt, 19 441-25 225 kr	0,1983	0,0202	0,347	0,0121	-0,4187	-0,0051	-0,1460
Inntekt, 25 226-30 550 kr	0,2022	0,0357	0,096	0,0218	-0,0181	-0,0004	-0,0114
Inntekt, 30 551-37 879 kr	0,2041	0,0458	0,036	0,0282	0,3882	0,0109	0,3152
Inntekt, 37 880-594 427 kr	0,2039	0,0659	0,003	0,0405	0,7962	0,0323	0,9292
Utdanning, primær	0,2624	-0,0489	0,005	-0,0387	-0,1707	0,0066	0,1901
Utdanning, tertiær	0,2956	0,0166	0,274	0,0148	0,1999	0,0030	0,0850
Utdanning, ingen/mangler	0,0560	-0,0706	0,095	-0,0119	-0,3116	0,0037	0,1069
Arbeider deltid	0,0722	0,0173	0,489	0,0038	0,0348	0,0001	0,0038
Student/utfører verneplikt	0,1213	0,0019	0,950	0,0007	-0,2765	-0,0002	-0,0054
Pensjonist	0,1852	0,0402	0,219	0,0225	-0,1412	-0,0032	-0,0914
Ufør	0,0590	0,0324	0,283	0,0058	-0,2193	-0,0013	-0,0364
Utenfor arbeidsmarkedet	0,0392	0,0595	0,094	0,0070	-0,2930	-0,0021	-0,0593
Østfold	0,0552	0,0295	0,352	0,0049	-0,0476	-0,0002	-0,0067
Akershus	0,1122	-0,0150	0,605	-0,0051	0,1016	-0,0005	-0,0149
Hedmark	0,0386	-0,0536	0,085	-0,0062	-0,0672	0,0004	0,0121
Oppland	0,0381	-0,0722	0,027	-0,0083	-0,0808	0,0007	0,0193
Buskerud	0,0543	-0,0280	0,363	-0,0046	0,0119	-0,0001	-0,0016
Vestfold	0,0462	-0,0174	0,580	-0,0024	-0,0480	0,0001	0,0034
Telemark	0,0333	-0,0150	0,626	-0,0015	-0,0726	0,0001	0,0032
Aust-Agder	0,0226	-0,0391	0,219	-0,0027	-0,0755	0,0002	0,0058
Vest-Agder	0,0353	-0,0330	0,292	-0,0035	-0,0291	0,0001	0,0030
Rogaland	0,0873	-0,0746	0,014	-0,0196	0,1033	-0,0020	-0,0584
Hordaland	0,0996	-0,0124	0,683	-0,0037	0,0093	0,0000	-0,0010
Sogn og Fjordane	0,0205	-0,0138	0,654	-0,0009	-0,0299	0,0000	0,0007
Møre og Romsdal	0,0489	-0,0391	0,220	-0,0058	-0,0287	0,0002	0,0048
Sør-Trøndelag	0,0625	-0,0559	0,065	-0,0105	0,0198	-0,0002	-0,0060
Nord-Trøndelag	0,0258	-0,0464	0,141	-0,0036	-0,0009	0,0000	0,0001
Nordland	0,0468	-0,0248	0,419	-0,0035	-0,0240	0,0001	0,0024
Troms	0,0315	-0,0554	0,086	-0,0053	-0,0204	0,0001	0,0031
Finnmark	0,0148	-0,0574	0,086	-0,0026	0,0711	-0,0002	-0,0053
Bakgrunn, Europa	0,0795	-0,0086	0,734	-0,0021	-0,1011	0,0002	0,0060
Bakgrunn, utenfor Europa	0,0597	-0,0257	0,430	-0,0046	-0,2905	0,0013	0,0386
Gift	0,4579	0,0080	0,612	0,0110	0,1235	0,0014	0,0393
Samboer	0,1484	0,0104	0,615	0,0047	0,1533	0,0007	0,0206
Har fortrolige	0,9679	0,0336	0,384	0,0980	0,0090	0,0009	0,0255
Trener sjeldnere enn ukentlig	0,1306	-0,0476	0,014	-0,0188	-0,0291	0,0005	0,0157
Trener aldri	0,1525	-0,0748	0,000	-0,0344	-0,1826	0,0063	0,1809
Røyker daglig	0,1288	0,0058	0,771	0,0022	-0,0875	-0,0002	-0,0057
Fedme	0,1254	0,0184	0,323	0,0069	-0,0045	0,0000	-0,0009
Sum ikke-behovsfaktorer:						0,0543	1,5643
Horisontal ulikhetsindeks (C_M – bidrag behovsfaktorer):						0,0498	
Residual (C_M – bidrag behovsfaktorer – bidrag ikkebehovsfaktorer):						-0,0045	-0,1289

Oppsummering

Figur 5.5 sammenfatter resultatene fra dekomponeringsanalysene av konsentrasjonsindeksene for sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene. Diagrammet viser den relative betydningen av behovsfaktorene, inntekt, andre ikke-behovsfaktorer, og uforklart variasjon.

Figur 5.5: Dekomponering av konsentrasjonsindeksen for sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene
Helsetjenestene er sortert etter den horisontale ulikhetsindeksen presentert i Tabell 5.2, fra høyest til lavest.

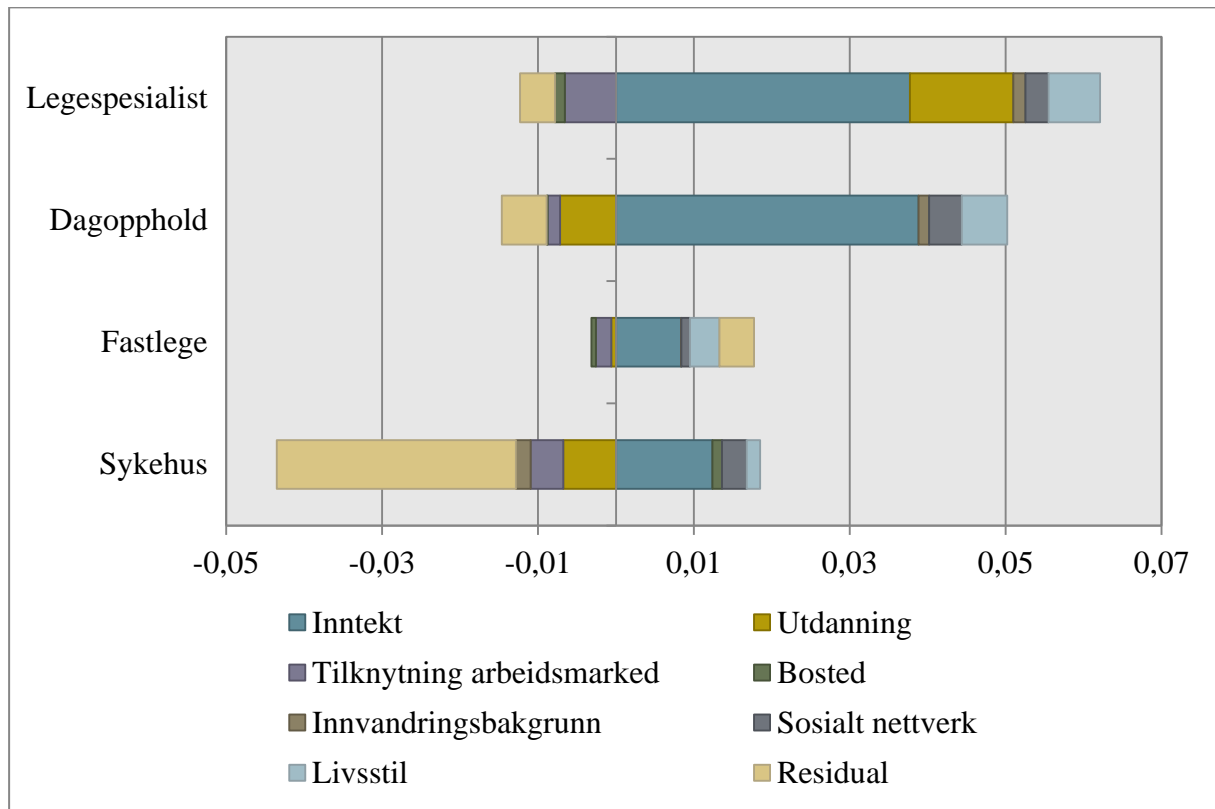


Innflytelsen av inntekt på den observerte ulikheten i sannsynligheten for kontakt med legespesialist og for dagopphold er positiv, og effekten er stor sammenlignet med behovsfaktorene. Når det gjelder sykehusinnleggelse ser vi at både behovsindikatorene, ikke-behovsfaktorene (med unntak av inntekt) og uobservert variasjon bidrar til ulikhet i favør av lavinntektsgrupper. Den relative betydningen av inntekt på sannsynligheten for sykehusinnleggelse er liten.

Figur 5.6 ser nærmere på betydningen av de ulike ikke-behovsfaktorene.

Inntekt forklarer en stor andel av den horisontale ulikheten vi observerer både i sannsynligheten for dagopphold og for kontakt med legespesialist. Utdanning bidrar også betydelig i retning av pro-rik ulikhet i sannsynligheten for kontakt med legespesialist. I sannsynligheten for sykehusinnleggelse er den uobserverte variasjonen spesielt stor.

Figur 5.6: Relativ betydning av ikke-behovsfaktorer på den horisontale ulikheten i sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene



6 Diskusjon

6.1 Sammenfatning av resultater og tolkning av funn

Formålet med denne studien har vært å undersøke omfanget av sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge. Analysene i kapittel 5 undersøker hvorvidt horisontal ulikhet er til stede i konsultasjoner med fastlege eller annen allmennlege, sykehusinnleggelse, dagopphold, og konsultasjoner med legespesialist. Bruk er analysert både som det totale antallet kontakter med helsetjenestene, og som sannsynligheten for kontakt. Denne inndelingen gjør det mulig å si noe om *hvor* eventuell ulikhet oppstår.

Ved å beregne konsentrasjonsindekser har studien sammenlignet faktisk bruk av helsetjenester med behovsforventet bruk. Sistnevnte er predikert ved regresjoner av helsetjenestebruk på et sett av behovsindikatorer, og kan tolkes som den mengden helsetjenester et individ ville ha brukt, dersom vedkommende brukte samme mengde som andre med samme behov i gjennomsnitt gjør.

I del 5.1 fant vi at behovet for helsetjenestene er tydelig konsentrert blant lavinntektsgrupper. Konsentrasjonsindeksene for behovsforventet bruk av helsetjenestene er alle negative og signifikante, selv på svært konservative signifikansnivåer. Dette er i tråd med hva som skulle forventes, gitt hvordan helsen er fordelt i befolkningen.

For enkelte helsetjenestetyper er imidlertid ikke den faktiske bruken fordelt i samsvar med behovet. Differansen mellom faktisk og behovsforventet helsetjenestebruk fører til at det eksisterer horisontal ulikhet i favør av personer med høy inntekt i det totale antallet sykehusinnleggelse og i det totale antallet dagopphold. Det ble også funnet horisontal ulikhet i favør av høyinntektsgrupper både i sannsynligheten for kontakt med fastlege og med legespesialist, samt i sannsynligheten for dagopphold. Dette betyr at personer med høy inntekt i gjennomsnitt har flere besøk hos, eller høyere sannsynlighet for kontakt med disse helsetjenestene enn personer med lav inntekt med det samme behovet.

Det finnes ikke støtte for å si at det eksisterer horisontal ulikhet i det totale antallet kontakter med verken fastlegen eller med legespesialist, og heller ikke i sannsynligheten for sykehusinnleggelse.

Ettersom det ikke finnes sosial ulikhet i sannsynligheten for sykehusinnleggelse, men i det totale antallet, må det dermed eksistere ulikhet i antallet innleggelser blant dem som har hatt minst én. Trolig kan dette mønsteret forklares av at sykehusinnleggelser i mange tilfeller er akutte og vanskelig å forutse, noe også den uforklarte variasjonens betydning i dekomponeringsanalysen av det totale antallet innleggelser kan tyde på. Årsaken til at den sosiale ulikheten vi observerer i sannsynligheten for kontakt ikke leder til horisontal ulikhet i det totale antallet kontakter med fastlege eller legespesialist må være som følge av hva som skjer *etter* at høyinntektsgruppene har tatt kontakt med helsetjenesten. Det betyr at antallet kontakter, gitt minst én, må være i favør av lavinntektsgrupper (van Doorslaer og Masseria 2004).

Disse funnene kan tolkes som at helsevesenet selv bidrar til å redusere den sosialt betingede ulikheten i bruk av fastlegetjenester og legespesialister. Men; vi kan ikke med sikkerhet si at den første kontakten med helsetjenesten er initiert av pasienten, og heller ikke at de påfølgende kontaktene er initiert av helsepersonell. Med tanke på at studien også fant sosial ulikhet i sannsynligheten for kontakt med legespesialist og for dagopphold, er resultatene tvetydige. Denne pro-rike ulikheten *kan* oppstå som følge av at fastleger i større grad gir personer med høy sosioøkonomisk status henvisning til spesialist. Like fullt kan også ulik hjelpesøkende atferd blant individene være forklaringen. Det kan tenkes at personer med høy sosioøkonomisk status lettere omgår fastlegen (Vikum et al. 2013), men ettersom datamaterialet ikke lar oss skille mellom ulike typer legespesialister, er det ikke mulig å undersøke dette i detalj. Det kan også være at det finnes ulikheter i hvordan sosioøkonomiske grupper bruker helsetjenesten. Kanskje oppsøker personer med lav sosioøkonomisk status i større grad helsetjenesten for tilstander som kan behandles i primærhelsetjenesten (Vikum et al. 2013; Kluwer-Trotter og Lian 2012; Grosse Frie, Eikemo og von dem Knesebeck 2010).

Forklaringene på sosialt betinget ulikhet i bruk av helsetjenester er sammensatt. Tradisjonelt har litteraturen på området vært konsentrert om tre tilnærminger: kulturelle og informasjonsrelaterte barrierer, kjennetegn ved helsetjenesten, og finansielle barrierer (Devaux og de Looper 2012). Sistnevnte er spesielt viktig i land hvor private helseforsikringer spiller en betydelig rolle, eller hvor det offentlige bare dekker deler av kostnadene forbundet

med medisinsk behandling. Det er derfor rimelig å anta at rene, finansielle barrierer bidrar lite til å forklare de ulikhetene vi observerer i Norge. Likevel er det viktig å undersøke nærmere hvilke implikasjoner den økende veksten i private helseforsikringer har for horisontal ulikhet i bruk av helsetjenester, da slike fordeler kan bidra til ulik tilgang selv i et universelt helsevesen. I den norske konteksten er antakeligvis trekk ved helsevesenet og barrierer knyttet til kultur og informasjon av større betydning for å forklare den variasjonen vi ser mellom sosioøkonomiske gruppers bruk av helsetjenester. Med tanke på at konsentrasjonsindeksene C_M og C_N kan ta verdier mellom -1 og $+1$, og indeksen for horisontal ulikhet HI_{WV} mellom -2 og $+2$, er alle de beregnede indeksene små. Den sosialt betingede ulikheten i bruk av helsetjenester i Norge er følgelig liten, men betydningen av den skal likevel ikke undervurderes. Dekomponeringsanalysene i del 5.2 kan ikke forklare kausale effekter, men gir likevel innsikt i hvilke faktorer som er assosiert med den observerte ulikheten, samt hvilke mekanismer som ligger bak.

Først og fremst viste dekomponeringen av konsentrasjonsindeksene at behovsfaktorene bidrar til å redusere den pro-rike ulikheten i bruk av helsetjenestene, som følge av at dårlig helse er konsentrert blant lavinntektsgrupper. Blant determinantene som ikke er relatert til behov, viste inntekt seg å være den klart viktigste faktoren som bidrar til inntektsrelatert ulikhet i bruk av helsetjenestene – gitt at alle andre faktorer holdes konstante. Utdanning har en knapp positiv effekt på ulikheten i det totale antallet dagopphold, men utover det bidrar utdanning kun positivt til den pro-rike ulikheten i bruk av legespesialist.

En faktor som er direkte relatert til helsetjenestetilbudet, er bosted. Fylkesvariablene er hovedsakelig inkludert i analysene for å kontrollere for effekten på de andre variablene, da bosted alene ikke er egnet til å beskrive eventuelle geografiske variasjoner i tilbudet av helsetjenester. Effekten av bosted er i all hovedsak liten, og selv om det er variasjoner mellom fylkene, er det likevel verdt å påpeke at variablenes relative betydning for inntektsrelatert ulikhet er minimal. En bemerkelsesverdig observasjon er at dekomponeringsanalysene av kontakt med legespesialist, med få unntak, viser negative elastisiteter for samtlige fylker.

Å undersøke hvorvidt det er determinantenes helsetjenesteelastisitet eller fordeling etter inntekt som fører til et ulikhetsbidrag av betydelig størrelse, er nyttig både for å forstå og tolke mekanismene bak ulikheten. Dette ser vi eksempelvis av effektene for de forskjellige utdanningsgruppene, hvor effektene av høy og lav utdanning ofte trekker i hver sin retning.

For fastlegekontakt bidrar eksempelvis høy utdanning *mer* enn lav utdanning til å øke ulikheten i favør av fattige, som følge av at personer med høy utdanning har mindre kontakt med fastlegen. Det motsatte er tilfelle for kontakt med legespesialist; at personer med lav inntekt går mindre til spesialist bidrar *mer* til den pro-rike ulikheten enn hva bidraget fra høy utdanning gjør. Dette er interessant, og bør gis oppmerksomhet – særlig med tanke på at høy utdanning er forbundet med økt helsekunnskap. Også effekten av svak tilknytning til arbeidsmarkedet er også interessant. Alle gruppene, med unntak av individer som arbeider deltid, har negative konsentrasjonsindekser. Svak tilknytning til arbeidsmarkedet bidrar i sum til en mer pro-fattig fordeling av helsetjenestebruk. Årsaken til at disse bakenforliggende mekanismene er viktige, er at det ofte vil være vanskelig å endre faktorenes fordeling med hensyn til inntekt. Likevel kan helsepolitiske tiltak påvirke helsetjenesteelastisiteten forbundet med dem (van Doorslaer og Koolman 2004), noe som på sikt kan redusere den inntektsrelaterede ulikheten.

6.2 Studiens styrker og begrensninger

Denne studien gir en oppdatert og detaljert analyse av inntektsrelatert ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge. Som følge av metodevalget er de beregnede indeksene sammenlignbare med andre, tilsvarende studier. Dekomponeringsanalysene er imidlertid ikke egnet til å forklare årsakssammenhenger. Analysene er kun beskrivende, og gjør rede for hvilke faktorer som, statistisk sett, er assosiert med sosialt betinget ulikhet i bruk av helsetjenester (O'Donnell et al. 2008).

Resultatene kan være påvirket av de metodiske valgene som er foretatt. Eksempelvis vil indeksene for horisontal ulikhet påvirkes av hvilke variabler som anvendes i predikeringen av behovsforventet bruk av helsetjenester. Jo flere opplysninger som inkluderes, desto mindre sannsynlig er det å finne pro-fattig ulikhet (van Doorslaer et al. 2000). Tabell A2 (Vedlegg) viser hvordan konsentrasjonsindeksene for behov (C_N), og følgelig indeksene for horisontal ulikhet (HI_{WV}), påvirkes av å inkludere færre variabler enn hva denne analysen har gjort i behovsstandardiseringen. Indeksene for horisontal ulikhet blir i all hovedsak mer positive jo flere behovsindikatorer det kontrolleres for. Hvorvidt indeksene er signifikante påvirkes også noe, og alternative behovsspesifiseringer kunne ha gitt andre resultater. Spesielt interesserte kan, som nevnt, anvende dekomponeringsresultatene (i del 5.2) for alternative tolkninger.

Resultatene fra analysene av sannsynlighet for kontakt med helsetjenestene er imidlertid stabile. Særlig robust er ulikheten i andelen som har hatt minst én kontakt med legespesialist.

En svakhet ved datamaterialet fra levekårsundersøkelsen, som denne studien er basert på, er at undersøkelsen ikke lenger skiller mellom offentlig og privat legespesialist. Tidligere studier har funnet liten grad av ulikhet i polikliniske konsultasjoner, men pro-rik ulikhet i bruk av private legespesialister (Iversen og Kopperud 2005; Grasdahl og Monstad 2011). Vikum, Krokstad og Westin (2012) fant imidlertid signifikant ulikhet også i polikliniske konsultasjoner. Hvorvidt ulikheten denne analysen finner i sannsynligheten for minst én kontakt med legespesialist, reflekterer ulikhet i bruk av både private og offentlige spesialister, kan ikke sies med sikkerhet.

7 Konklusjon

Hensikten med å analysere ulikhet i bruk av helsetjenester ved hjelp av konsentrasjonsindekser, er å undersøke i hvilken grad personer med likt behov, i gjennomsnitt, mottar samme mengde helsetjenester – uavhengig av inntekt.

Denne studien finner horisontal ulikhet i favør av høyinntektsgrupper i det totale antallet sykehusinnleggelse og i det totale antallet dagopphold. Det eksisterer også pro-rik ulikhet i sannsynligheten for minst én kontakt med både fastlege og med legespesialist, samt i sannsynligheten for minst ett dagopphold. Ved likt behov har personer med høy inntekt flere kontakter med disse helsetjenestene – eller høyere sannsynlighet for å kontakte dem, sammenlignet med personer med lav inntekt. Den observerte ulikheten er imidlertid liten.

Årsaken til at den pro-rike ulikheten i sannsynligheten for kontakt med fastlege og legespesialist, ikke gjør seg gjeldende i det totale antallet kontakter med disse helsetjenestene, må være som følge av hva som skjer etter at høyinntektsgruppene kontaktet helsetjenesten. Ulikheten blant de som har hatt minst én kontakt med disse helsetjenestene må følgelig være i favør av lavinntektsgrupper.

Dekomponeringsanalyser av konsentrasjonsindeksene finner at behov bidrar til å redusere ulikheten i favør av høyinntektsgrupper, men at inntekt er den viktigste faktoren for å forklare den pro-rike ulikheten som observeres i bruk av helsetjenester. Den relative betydningen av inntekt varierer for de ulike typene helsetjenester.

Litteraturliste

- Berntsen, K. N. 2013. "Fortsatt store forskjeller i levealder i Oslo." *Samfunnsspeilet* nr. 4/2013.
- Carlsen, F. og Kaarbøe, O. M. 2015. "The relationship between educational attainment and waiting time among the elderly in Norway." *Health Policy* nr. 119 (11):1450-1458. doi: 10.1016/j.healthpol.2015.09.013.
- Culyer, A. J. og Wagstaff, A. 1993. "Equity and equality in health and health care." *Journal of Health Economics* nr. 12 (4):431-57. doi: 10.1016/0167-6296(93)90004-X.
- d'Uva, T. B., Lindeboom, M., O'Donnell, O. og van Doorslaer, E. 2011. "Education-related inequity in healthcare with heterogeneous reporting of health." *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)* nr. 174 (3):639-664. doi: 10.1111/j.1467-985X.2011.00706.x.
- Dahl, E., Bergsli, H. og van der Wel, K. A. 2014. Sosial ulikhet i helse: En norsk kunnskapsoversikt. hioa.no.
- Degife, E. G. 2010. *Inequality and inequity in physician service utilization in Norway*. Masteroppgave, Universitetet i Oslo.
- Devaux, M. 2015. "Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected OECD countries." *The European Journal of Health Economics* nr. 16 (1):21-33. doi: 10.1007/s10198-013-0546-4.
- Devaux, M. og de Looper, M. 2012. *Income-Related Inequalities in Health Service Utilisation in 19 OECD Countries, 2008-2009*: OECD Publishing.
- Elstad, J. I. 2008. Utdanning og helseulikheter – Problemstillinger og forskningsfunn. Helsedirektoratet.
- Finnvold, J. E. 2002. "Bestemmer behovene bruken av legespesialistene?".
- Godager, G. og Iversen, T. 2013. Empirisk litteratur om sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge. Underlagsrapport til Sosial ulikhet i helse: En norsk kunnskapsoversikt.
- Grasdahl, A. L. og Monstad, K. 2011. "Inequity in the use of physician services in Norway before and after introducing patient lists in primary care." *International Journal for Equity in Health* nr. 10 (1). doi: 10.1186/1475-9276-10-25.
- Grepperud, S. og Iversen, T. 2011. "Hvem har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring?" *Tidsskrift for velferdsforskning* nr. 14 (1):15-24.
- Grosse Frie, K., Eikemo, T. A. og von dem Knesebeck, O. 2010. "Education and self-reported health care seeking behaviour in European welfare regimes: results from the European Social Survey." *International Journal of Public Health* nr. 55 (3):217-220. doi: 10.1007/s00038-009-0073-3.
- Grossman, M. 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health." *Journal of Political Economy* nr. 80 (2):223-255. doi: 10.1086/259880.
- Hansen, A. H., Halvorsen, P. A., Ringberg, U. og Førde, O. H. 2012. "Socio-economic inequalities in health care utilisation in Norway: a population based cross-sectional survey." *BMC Health Services Research* nr. 12 (1):336. doi: 10.1186/1472-6963-12-336.
- Helfo. *Frikort for helsetjenester egenandelstak 1*. Tilgjengelig fra <https://helfo.no/frikort-for-helsetjenester-egenandelstak-1>.
- Helsedirektoratet. 2015. Folkehelsepolitisk rapport 2015. Indikatorer for det tverrsektorielle folkehelsearbeidet.
- Helsedirektoratet. *Sosial ulikhet i helse*. Helsedirektoratet, 21.06.2016 2016. Tilgjengelig fra <https://helsedirektoratet.no/folkehelse/folkehelsearbeid-i-kommunen/sosial-ulikhet-i-helse>.

- Helsenorge.no. *Om spesialist- og kommunehelsetjenesten*, 10.09.16 2016. Tilgjengelig fra <https://helsenorge.no/pasient-og-brukerombudet/om-spesialist-og-kommunehelsetjenesten>.
- Helsenorge.no. *Frikort for helsetjenester*, 10.03.2017 2017. Tilgjengelig fra <https://helsenorge.no/betaling-for-helsetjenester/frikort-for-helsetjenester>.
- Huber, M., Stanciole, A., Wahlbeck, K., Tamsma, N., Torres, F., Jelfs, E. og Bremner, J. 2008. Quality in and equality of access to healthcare services.
- Idler, E. L. og Benyamini, Y. 1997. "Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies." *Journal of health and social behavior* nr. 38 (1):21-37. doi: 10.2307/2955359.
- Isungset, M. A. og Lunde, E. S. 2017. Levekårsundersøkelsen om helse 2015. Dokumentasjonsrapport. Statistisk sentralbyrå.
- Iversen, T. og Godager, G. 2004. "Hvem bruker retten til fritt sykehusvalg? Resultater fra Samordnet levekårsundersøkelse 2002." *Økonomisk forum* (Årg. 58, Nr. 4/5):49-56.
- Iversen, T. og Kopperud, G. S. 2002. "Befolkningens bruk av spesialisthelsetjenester." *Tidsskrift for Den norske legeförening* nr. 122:2199-2203.
- Iversen, T. og Kopperud, G. S. 2005. "Regulation versus practice - the impact of accessibility on the use of specialist health care in Norway." *Health Economics* nr. 14:1231-1238. doi: 10.1002/hec.1009.
- Jann, B. 2016. "Estimating Lorenz and concentration curves." *Stata Journal* nr. 16 (4):837-866.
- Kluwer-Trotter, B. og Lian, O. S. 2012. "Attitudes to seeking medical assistance--variations depending on social background?" *Tidsskr Nor Laegeforen* nr. 132 (1):36-40. doi: 10.4045/tidsskr.11.0380.
- Mackenbach, J. P. og Kunst, A. E. 1997. "Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: An overview of available measures illustrated with two examples from Europe." *Social Science & Medicine* nr. 44 (6):757-771. doi: 10.1016/S0277-9536(96)00073-1.
- Mackenbach, J. P., Stirbu, I., Roskam, A.-J. R., Schaap, M. M., Menvielle, G., Leinsalu, M. og Kunst, A. E. 2008. "Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European Countries." *New England Journal of Medicine* nr. 358 (23):2468-2481. doi: 10.1056/NEJMsa0707519.
- Meld. St. 16 (2010-2011). Nasjonal helse- og omsorgsplan. Helse- og omsorgsdepartementet.
- Meld. St. 34 (2015-2016). *Verdier i pasientens helsetjeneste. Melding om prioritering*: Helse- og omsorgsdepartementet.
- NOU 2014:12. Åpent og rettferdig – prioriteringer i helsetjenesten. Helse- og omsorgsdepartementet.
- O'Donnell, O., van Doorslaer, E., Wagstaff, A. og Lindelow, M. 2008. *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and Their Implementation*, WBI Learning Resources Series: The World Bank.
- Or, Z., Jusot, F. og Yilmaz, E. 2008. "Impact of Health Care System on Socioeconomic Inequalities in Doctor Use."
- Rocca, P., Beckman, A., Ekvall Hansson, E. E. og Ohlsson, H. 2015. "Is the association between physical activity and healthcare utilization affected by self-rated health and socio-economic factors?" *BMC Public Health* nr. 15:737. doi: 10.1186/s12889-015-2079-5.
- Sloan, F. A. og Hsieh, C.-R. 2012. *Health Economics*: MIT Press.
- St.meld. nr. 16 (2002-2003). Resept for et sunnere Norge. Helse- og omsorgsdepartementet.
- St.meld. nr. 20 (2006-2007). Nasjonal strategi for å utjevne sosiale helseforskjeller. Helse- og omsorgsdepartementet.

- Statistisk sentralbyrå. *Helseforhold, levekårsundersøkelsen, 2015*. Statistisk sentralbyrå 2016. Tilgjengelig fra <https://www.ssb.no/helse/statistikker/helseforhold/hvert-3-aar/2016-06-20?fane=om>.
- Strand, B. H. og Næss, Ø. E. 2007. "Sosial ulikhet i helse 1870-2006: Forskning på sosial ulikhet i helse i Norge." I *På liv og død: Helsestatistikk i 150 år*, 74-88. Statistisk Sentralbyrå.
- Suominen-Taipale, A. L., Koskinen, S., Martelin, T., Holmen, J. og Johnsen, R. 2004. "Differences in older adults' use of primary and specialist care services in two Nordic countries." *Eur J Public Health* nr. 14 (4):375-380. doi: 10.1093/eurpub/14.4.375.
- van Doorslaer, E. og Koolman, X. 2004. "Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries." *Health Econ* nr. 13 (7):609-28. doi: 10.1002/hec.918.
- van Doorslaer, E., Koolman, X. og Jones, A. M. 2004. "Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe." *Health Econ* nr. 13 (7):629-47. doi: 10.1002/hec.919.
- van Doorslaer, E. og Masseria, C. 2004. *Income-Related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries*: Paris: OECD Publishing.
- van Doorslaer, E., Wagstaff, A., van der Burg, H., Christiansen, T., De Graeve, D., Duchesne, I., Gerdtham, U.-G., Gerfin, M., Geurts, J., Gross, L., Hakkinen, U., John, J., Klavus, J., Leu, R. E., Nolan, B., O'Donnell, O., Propper, C., Puffer, F., Schellhorn, M., Sundberg, G. og Winkelhake, O. 2000. "Equity in the delivery of health care in Europe and the US." *J Health Econ* nr. 19 (5):553-83.
- Vikum, E., Bjørngaard, J. H., Westin, S. og Krokstad, S. 2013. "Socio-economic inequalities in Norwegian health care utilization over 3 decades: the HUNT Study." *Eur J Public Health* nr. 23 (6):1003-1010. doi: 10.1093/eurpub/ckt053.
- Vikum, E., Krokstad, S., Holst, D. og Westin, S. 2012. "Socioeconomic inequalities in dental services utilisation in a Norwegian county: the third Nord-Trøndelag Health Survey." *Scand J Public Health* nr. 40 (7):648-655. doi: 10.1177/1403494812458989.
- Vikum, E., Krokstad, S. og Westin, S. 2012. "Socioeconomic inequalities in health care utilisation in Norway: the population-based HUNT3 survey." *International Journal for Equity in Health* nr. 11 (1):48. doi: 10.1186/1475-9276-11-48.
- Virtanen, J. I., Berntsson, L. T., Lahelma, E. og Kohler, L. 2006. "Children's use of general practitioner services in the five Nordic countries." *J Epidemiol Community Health* nr. 60 (2):162-7. doi: 10.1136/jech.2005.042390.
- Wagstaff, A. og van Doorslaer, E. 2000. "Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care." *The Journal of Human Resources* nr. 35 (4):716-733. doi: 10.2307/146369.
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E. og Paci, P. 1989. "EQUITY IN THE FINANCE AND DELIVERY OF HEALTH CARE: SOME TENTATIVE CROSS-COUNTRY COMPARISONS." *Oxford Review of Economic Policy* nr. 5 (1):89-112. doi: 10.1093/oxrep/5.1.89.
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E. og Paci, P. 1991. "On the measurement of horizontal inequity in the delivery of health care." *J Health Econ* nr. 10 (2):169-205; discussion 247-9, 251-6.
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E. og Watanabe, N. 2003. "On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam." *Journal of Econometrics* nr. 112 (1):207-223. doi: 10.1016/S0304-4076(02)00161-6.
- Whitehead, M. og Dahlgren, G. 2009. *Utjevning av helseforskjeller, del 1: Begreper og prinsipper for å utjevne sosiale ulikheter i helse*. Oslo: Helsedirektoratet.

Vedlegg

Tabell A1: Oversikt over variablene som inngår i analysene

VARIABEL	BESKRIVELSE
Avhengige variabler:	
Fastlege, totalt antall	Diskret
Fastlege, sannsynlighet	Binær
Sykehusinnleggelse, totalt antall	Diskret
Sykehusinnleggelse, sannsynlighet	Binær
Dagopphold, totalt antall	Diskret
Dagopphold, sannsynlighet	Binær
Legespesialist, totalt antall	Diskret
Legespesialist, sannsynlighet	Binær
Behovsvariabler:	
Egenvurdert helse, svært god	Referansegruppe
Egenvurdert helse, god	Binær
Egenvurdert helse, dårlig	Binær
Langvarige helseplager, nei	Referansegruppe
Langvarige helseplager, ja	Binær
Kroniske sykdommer, ingen	Referansegruppe
Kroniske sykdommer, =1	Binær
Kroniske sykdommer, >1	Binær
Grad av begrensninger pga. sykdom, ingen	Referansegruppe
Grad av begrensninger pga. sykdom, noen	Binær
Grad av begrensninger pga. sykdom, store	Binær
Skadet i ulykke siste 12 måneder, nei	Referansegruppe
Skadet i ulykke siste 12 måneder, ja	Binær
Kvinne, 15-24 år	Binær
Kvinne, 25-44 år	Binær
Kvinne, 45-66 år	Binær
Kvinne, 67- år	Binær
Mann, 15-24 år	Binær
Mann, 25-44 år	Binær
Mann, 45-66 år	Referansegruppe
Mann, 67- år	Binær
Ikke-behovsvariabler:	
Inntekt, < 19 440 kr (under 1. kvintil)	Referansegruppe
Inntekt, 19 441-25 225 kr (mellom 1. og 2. kvintil)	Binær
Inntekt, 25 226-30 550 kr (mellom 2. og 3. kvintil)	Binær
Inntekt, 30 551-37 879 kr (mellom 3. og 4. kvintil)	Binær
Inntekt, 37 880-594 427 kr (mellom 4. og 5. kvintil)	Binær
Utdanning, primær	Binær
Utdanning, sekundær	Referansegruppe
Utdanning, tertiær	Binær
Utdanning, ingen/mangler	Binær
Selvdefinert økonomisk status, arbeider heltid	Referansegruppe

Selvdefinert økonomisk status, arbeider deltid	Binær
Selvdefinert økonomisk status, student/utfører verneplikt	Binær
Selvdefinert økonomisk status, pensjonist	Binær
Selvdefinert økonomisk status, ufør	Binær
Selvdefinert økonomisk status, utenfor arbeidsmarkedet	Binær
Fylke, Østfold	Binær
Fylke, Akershus	Binær
Fylke, Oslo	Referansegruppe
Fylke, Hedmark	Binær
Fylke, Oppland	Binær
Fylke, Buskerud	Binær
Fylke, Vestfold	Binær
Fylke, Telemark	Binær
Fylke, Aust-Agder	Binær
Fylke, Vest-Agder	Binær
Fylke, Rogaland	Binær
Fylke, Hordaland	Binær
Fylke, Sogn og Fjordane	Binær
Fylke, Møre og Romsdal	Binær
Fylke, Sør-Trøndelag	Binær
Fylke, Nord-Trøndelag	Binær
Fylke, Nordland	Binær
Fylke, Troms	Binær
Fylke, Finnmark	Binær
Innvandringsbakgrunn, nei	Referansegruppe
Innvandringsbakgrunn, fra Europa	Binær
Innvandringsbakgrunn, utenfor Europa	Binær
Lever ikke i parforhold	Referansegruppe
Gift	Binær
Samboende	Binær
Har fortrolige, nei	Referansegruppe
Har fortrolige, ja	Binær
Trener ukentlig	Referansegruppe
Trener sjeldnere enn ukentlig	Binær
Trener aldri	Binær
Røyker ikke/røyker av og til	Referansegruppe
Røyker daglig	Binær
Fedme (BMI > 30), nei	Referansegruppe
Fedme (BMI > 30), ja	Binær
Andre variabler benyttet:	
Personvekt (w_i)	
Individets rangering i inntektsfordelingen (r_i)	$r_i = \sum_{j=0}^{i-1} w_j + \frac{w_i}{2}$
	hvor $w_0 = 0$

Tabell A2: Den horisontale ulikhetsindeksens sensitivitet til valg av variabler i behovspredikeringen

Tabell A2-1: Totalt antall kontakter

	C_M	C_N som predikert med...				
		1)	2)	3)	4)	5)
Fastlege	***-0,0325	***-0,0140	***-0,0211	***-0,0298	***-0,0435	***-0,0423
t	-2,89	-10,13	-9,56	-7,67	-8,62	-7,93
HI_{VV}		*-0,0185	-0,0115	-0,0027	0,0110	0,0098
t		-1,70	-1,06	-0,26	1,08	0,97
Sykehusinnleggelse	0,0213	***-0,0205	***-0,0425	***-0,0529	***-0,0997	***-0,0882
t	0,38	-9,96	-10,14	-9,55	-9,67	-6,59
HI_{VV}		0,0418	0,0639	0,0743	**0,1210	*0,1096
t		0,74	1,13	1,32	2,15	1,93
Dagopphold	0,0129	***-0,0242	***-0,0243	***-0,0352	***-0,0550	***-0,0527
t	0,33	-9,95	-8,07	-6,52	-7,38	-6,09
HI_{VV}		0,0371	0,0372	0,0482	*0,0679	*0,0656
t		0,96	0,96	1,25	1,77	1,70
Legespesialist	0,0005	***-0,0160	***-0,0161	***-0,0254	***-0,0460	***-0,0457
t	0,02	-9,50	-7,52	-5,68	-7,13	-7,01
HI_{VV}		0,0164	0,0165	0,0258	0,0465	0,0461
t		0,55	0,55	0,88	1,58	1,56

*, ** og *** indikerer at den beregnede indeksen er statistisk signifikant på henholdsvis 10 %, 5 % og 1 %-nivå i en tosidet hypotesetest.

Tabell A2-2: Sannsynlighet for minst én kontakt

	C_M	C_N som predikert med...				
		1)	2)	3)	4)	5)
Fastlege	0,0042	***-0,0027	***-0,0035	***-0,0055	***-0,0072	***-0,0070
t	0,93	-9,88	-4,93	-4,29	-4,91	-4,78
HI_{VV}		0,0069	*0,0077	**0,0097	***0,0113	***0,0112
t		1,55	1,77	2,29	2,68	2,66
Sykehusinnleggelse	** -0,0524	***-0,0097	***-0,0336	***-0,0448	***-0,0595	***-0,0550
t	-2,33	-9,84	-8,74	-8,92	-9,87	-8,45
HI_{VV}		*-0,0426	-0,0188	-0,0075	0,0071	0,0027
t		-1,92	-0,86	-0,35	0,34	0,12
Dagopphold	0,0177	***-0,0136	***-0,0067	***-0,0136	***-0,0254	***-0,0240
t	1,01	-9,34	-3,42	-3,84	-5,67	-4,92
HI_{VV}		*0,0313	0,0243	*0,0313	**0,0431	**0,0416
t		1,80	1,40	1,83	2,53	2,45
Legespesialist	***0,0347	***-0,0071	***-0,0048	***-0,0118	***-0,0169	***-0,0165
t	3,33	-9,43	-2,90	-3,97	-4,95	-4,74
HI_{VV}		***0,0418	***0,0395	***0,0465	***0,0517	***0,0512
t		4,07	3,90	4,75	5,28	5,24

*, ** og *** indikerer at den beregnede indeksen er statistisk signifikant på henholdsvis 10 %, 5 % og 1 %-nivå i en tosidet hypotesetest.

- 1) Egenvurdert helse
- 2) Egenvurdert helse + Alder/kjønn
- 3) Egenvurdert helse + Alder/kjønn + Langvarig sykdom + Kroniske sykdommer
- 4) Egenvurdert helse + Alder/kjønn + Langvarig sykdom + Kroniske sykdommer + Begrensninger som følge av langvarig sykdom
- 5) Egenvurdert helse + Alder/kjønn + Langvarig sykdom + Kroniske sykdommer + Begrensninger som følge av langvarig sykdom + Ulykke siste 12 mnd. (Behovsspesifiseringen som er anvendt i analysene)

