

# Fører tilgang til privat behandlingsforsikring til økt bruk av prisfølsomme helsetjenester?

Sara Øyen Tvinnereim

**Masteroppgave**

Oppgaven er levert for å fullføre

**Mastergrad i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2022



UNIVERSITETET I BERGEN

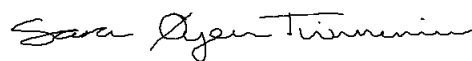


---

## Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på en lang og lærerik studietid ved Institutt for økonomi. I løpet av denne tiden har jeg opparbeidet meg personlige og faglige erfaringer jeg setter pris på og som jeg vil ta med meg videre.

Først og fremst vil jeg takke veileder, Oddvar Kaarbøe, for god og konkret veiledning, innholdsrike samtaler og motiverende innspill. Videre vil jeg takke venner, kjæreste og familie for god støtte gjennom en lang og krevende prosess. Til slutt vil jeg takke alle gode medstudenter for en fin og minnerik studietid. Tiden på lesesal og lunsjrom hadde ikke blitt den samme uten dere, og er minner jeg ikke ville vært foruten.

  
\_\_\_\_\_

Bergen, 1. juni 2022

---

---

## Sammendrag

Det norske markedet for privat helseforsikring har siden begynnelsen av 2000-tallet vært preget av sterk vekst, og i dag har i underkant av 700 000 nordmenn en slik forsikring. Formålet med denne oppgaven er å undersøke om tilgang til privat behandlingsforsikring fører til økt bruk av helsetjenester som antas prispfølsomme. Med bakgrunn i en velferdsstat med et godt etablert offentlig helsetilbud og universal forsikringsordning er det, fra et samfunnsøkonomisk perspektiv, en interessant problemstilling å studere.

Datagrunnlaget for analysen er levekårsundersøkelsen for 2012 hentet fra Statistisk sentralbyrå. Sikt (tidligere NSD) har tilrettelagt og stilt dataen til disposisjon i anonymisert form. Verken Statistisk sentralbyrå eller Sikt er ansvarlig for analysen av dataene eller de tolkningene som er gjort. Problemstillingen analyseres ved hjelp av statistikkprogrammet STATA/SE 17.

I forsøk på å finne en sammenheng mellom privat helseforsikring og bruk av helsetjenester benyttes en diskret sannsynlighetsmodell der det kontrolleres for blant annet kjønn, alder, inntekt, utdanning og helsenivå m.m. Resultatene viser en positiv korrelasjon mellom inntekt og sannsynligheten for å ha privat behandlingsforsikring. Yrkesaktivitet viser tilsvarende, som er forventet ettersom majoriteten av private helseforsikringer i Norge er finansiert gjennom arbeidsgiver. Helsetjenestene som antas prissensitive er fysioterapi og psykolog, og sannsynligheten for å oppsøke disse viser begge negativ korrelasjon for menn, og positiv sammenheng for dårlig egenvurdert helse. Jeg finner en klar sammenheng mellom privat helseforsikring og bruk av psykolog, men ikke for fysioterapi. Det observeres ingen korrelasjon mellom behandlingsfrekvensen til helsetjenestene og privat helseforsikring.

# Innhold

<b>Forord</b>	<b>i</b>
<b>Sammendrag</b>	<b>ii</b>
<b>1 Innledning</b>	<b>1</b>
<b>2 Privat helseforsikring</b>	<b>5</b>
2.1 Det norske marked for privat behandlingsforsikring . . . . .	5
<b>3 Teoretisk grunnlag</b>	<b>8</b>
3.1 Etterspørselastisitet . . . . .	8
3.2 Etterspørsel etter helsetjenester . . . . .	10
3.2.1 Grossman-modellen . . . . .	11
3.3 Etterspørsel etter helseforsikring . . . . .	15
3.3.1 Ugunstig utvalg . . . . .	16
3.3.2 Rothchild-Stiglitz forsikringsmodell . . . . .	17
3.3.3 Moralsk hasard . . . . .	21
<b>4 Tidligere forskning</b>	<b>24</b>
4.1 Norske studier . . . . .	24
4.2 Internasjonale studier . . . . .	27
<b>5 Metode</b>	<b>32</b>
5.1 Logit-modell for binær respons . . . . .	33
5.1.1 Estimering . . . . .	34
5.1.2 Marginaleffekter og oddsrater . . . . .	35
5.2 Minste-kvadrats-metode . . . . .	36
<b>6 Presentasjon av data</b>	<b>37</b>
6.1 Utvalg . . . . .	37
6.1.1 Bearbeidet utvalg . . . . .	38
6.1.2 Variabelbeskrivelse . . . . .	38
6.1.3 Deskriptiv statistikk . . . . .	43
6.1.3.1 Utvalget med privat behandlingsforsikring . . . . .	45
<b>7 Resultater</b>	<b>47</b>
7.1 Privat behandlingsforsikring . . . . .	47
7.2 Bruk av helsetjenester . . . . .	50
7.2.1 Fysioterapeutiske tjenester . . . . .	50
7.2.2 Psykologistiske tjenester . . . . .	55
<b>8 Diskusjon</b>	<b>60</b>
8.1 Økonometriske utfordringer . . . . .	63
8.2 Konklusjon . . . . .	64
<b>Referanser</b>	<b>66</b>

<b>Appendiks</b>	<b>69</b>
A1 Matematiske utregninger . . . . .	69
A1.1 Nyttmaksimering i grunnleggende Grossman-modell . . . . .	69
A1.2 Metodiske mellomregninger . . . . .	70
A2 Kiropraktoriske helsetjenester . . . . .	70

# Figurliste

1.1	Utvikling i antall private behandlingsforsikringer, 2003 til 2020 . . . . .	2
1.2	Antall meldte behandlinger etter type . . . . .	2
3.1	Priselastisitet . . . . .	9
3.2	Avveining mellom arbeid og fritid . . . . .	12
3.3	Helsekapitalens marginaleffektivitet, MEC . . . . .	14
3.4	Etterspørrel etter forsikring, identiske forsikringstakere . . . . .	19
3.5	Tilstandsdiagram, poolinglikevekt . . . . .	20
3.6	Tilstandsdiagram, separat likevekt . . . . .	20
3.7	Etterspørrel etter helsetjenester . . . . .	22
5.1	Illustrasjon av modellens S-formede kumulative fordelingsfunksjon . . . . .	34
6.1	Egenvurdert helse . . . . .	42

## Tabelliste

2.1	Tilbydere av private behandlingsforsikringer, 2021 . . . . .	6
6.1	Nøkkeltall for levekårsundersøkelsen 2012 . . . . .	37
6.2	Bearbeiding av utvalg . . . . .	38
6.3	Deskriptiv statistikk for utvalget . . . . .	43
6.4	Deskriptiv statistikk for antall besøk hos ulike helsetjenester . . . . .	44
6.5	Deskriptiv statistikk for utvalget med privat behandlingsforsikring . . . . .	45
7.1	Sannsynlighet for å ha privat helseforsikring . . . . .	48
7.2	Besøk hos fysioterapeut siste 12 måneder . . . . .	52
7.3	Antall besøk hos fysioterapeut siste 12 måneder . . . . .	54
7.4	Besøk hos psykolog siste 12 måneder . . . . .	56
7.5	Antall besøk hos psykolog siste 12 måneder . . . . .	58
A2.1	Besøk hos kiropraktor siste 12 måneder . . . . .	71
A2.2	Antall besøk hos kiropraktor siste 12 måneder . . . . .	72



# 1 Innledning

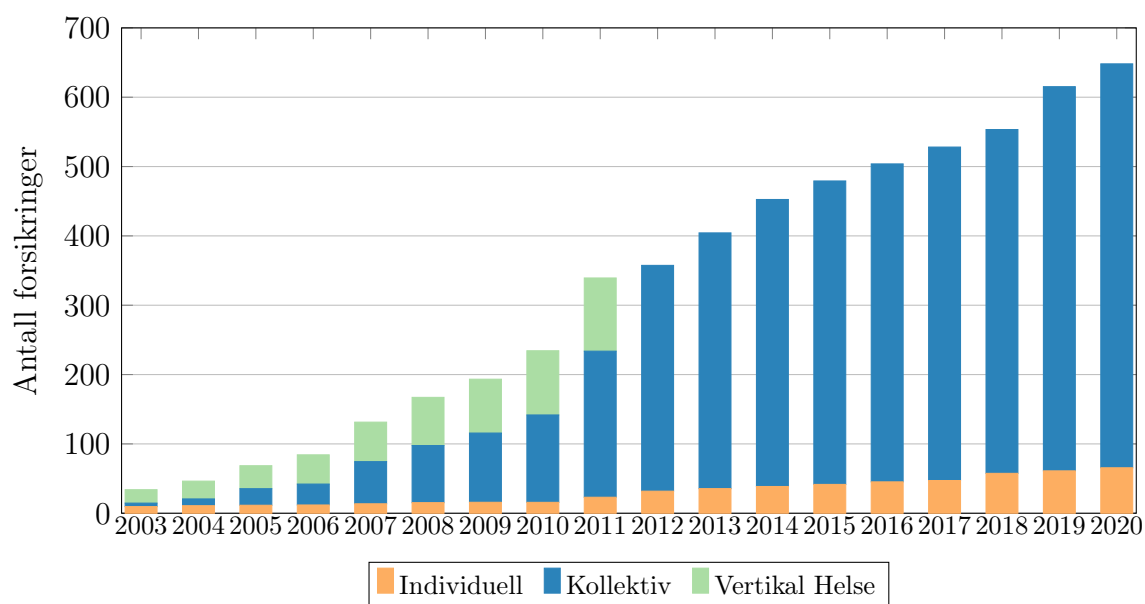
Det norske helsevesenet skal sikre at alle har lik tilgang til helsetjenester, uavhengig av personlig økonomi eller geografisk bosetting. For å sikre gode helsetjenester til befolkningen kreves det prioriteringer i helsevesenet. Prioriteringer med spesifikke krav og grunnleggende verdier gir muligheten til å skape et likeverdig og rettferdig tilbud av helsetjenester, samt bidra til effektivisering og forutsigbarhet i helsesystemet (St.meld. nr. 34, 2016). Den norske helsepolitikken byr likevel på en vesentlig kostnad for de som etterspør de offentlige helsetjenestene, nemlig ventetid.

De siste årene har private helseforsikringer og private tilbydere av helsetjenester hatt betydelig økning, noe som sikrer pasienter kortere ventetid og raskere behandlingstid ved sykdom eller skade. Med bakgrunn i den markante økningen av private forsikringer reises det spørsmål om hvordan etterspørselen etter helsetjenester påvirkes, og hvordan bruken av tjenestene fordeles.

Denne oppgaven har som formål å se på private helseforsikringer spesifikt knyttet mot tjenester som antas å være sensitive for prisendringer, med data fra 2012. Dataen er hentet fra Statistisk sentralbyrås levekårsundersøkelse om helse, omsorg og sosial kontakt. 2012 var det siste år der undersøkelsen tok for seg om deltagerne hadde privat behandlingsforsikring. Dataen gir grunnlag for å se hvordan individer med og uten behandlingsforsikring etterspør ulike helsetjenester, og videre hvordan bruken fordeles. Det rettes et fokus på helsetjenestene fysioterapi og psykolog, fordi det i følge FinansNorge (2021a) er det et stort omfang behandlinger innenfor disse områdene. Omfanget av for eksempel innmeldte behandlinger innen fysioterapi og kiropraktorer utgjør 53% av de totale behandlingene i 2013 (FinansNorge, 2021a). Disse tjenestene er også antatt prissensitive, slik at det forventes at privat behandlingsforsikring har en innvirkning på bruken.

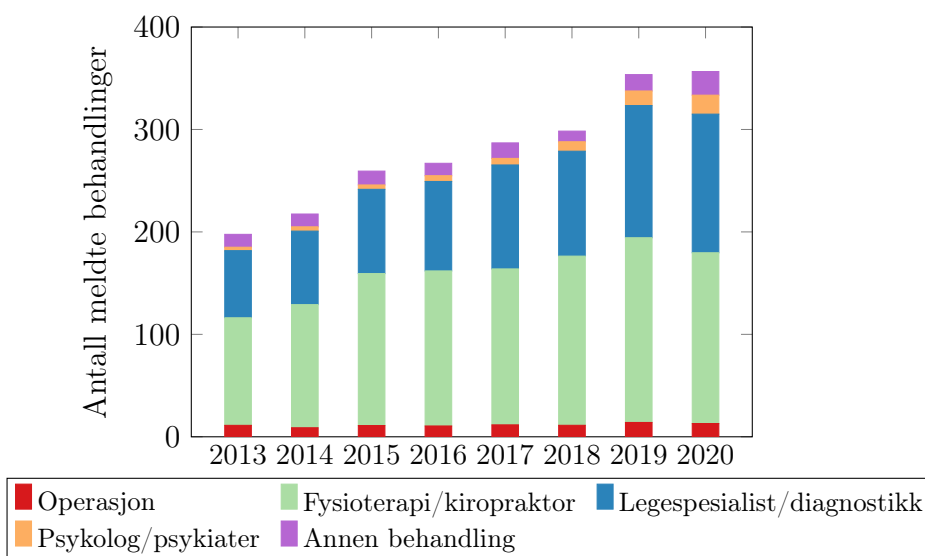
I 2012 lå gjennomsnittlig ventetid i spesialisthelsetjenesten på 74 dager (Helsedirektoratet, 2017), samtidig som noen tilbydere av private behandlingsforsikringer gir behandlingsgaranti på 10 dager. Figur 1.1 illustrerer utviklingen av antall forsikrede i Norge fra 2003-2020. Antallet lå i 2012 på 357 468 nordmenn, der 90% av disse dekkes av arbeidsgiveren og resterende er individuelle behandlingsforsikringer.

Den norske velferdsmodellen tilbyr tilnærmet gratis helsetjenester til alle, når behovet

**Figur 1.1:** Utvikling i antall private behandlingsforsikringer, 2003 til 2020

Vertikal Helse var første tilbyder av private helseforsikringer i Norge. I 2011 inngikk de et samarbeid med Conan Forsikring AS, senere Landsforeningen for hjerte- og lungesyke (LHL). Fra og med 2017 ble Vertikal Helse et datterselskap av IF forsikring (Grepperud, 2018). Tallene i figuren er målt i 1000. Kilde: FinansNorge (2021a)

forekommer. Tilbudet av offentlig finansierte helsetjenester er bredt, og dekkes i hovedsak av skatter og avgifter. Et tilnærmet gratis tilbud innebærer at forbrukerne typisk må betale en egenandel, som kan anses som tjenestens pris. Den fungerer også som et ytterligere dekningsbidrag. Av økonomiske grunner er man nødt til å sette en øvre grense for hvilke behandlinger som inngår i det universale tilbudet (Berge og Hyggen, 2010).

**Figur 1.2:** Antall meldte behandlinger etter type

Antall meldte behandlinger etter type i 1000. Kilde: FinansNorge (2021a)

Figur 1.2 viser fordelingen fra 2013-2020 om antall meldte behandlinger etter ulike typer, som viser en stor overvekt av behandlinger innenfor fysioterapi og kiropraktor. Ved analyse av disse tjenestene og deres antatte følsomhet for pris, er det viktig å forstå noen underliggende faktorer bak denne sensitiviteten.

Det eksisterer flere studier som har undersøkt sensitivitet ovenfor egenandeler. Van Vliet René (2001) finner at inntekt er en elementær faktor i avgjørelsen om å besøke fysioterapi. I tillegg undersøkte studiet behandling hos fastlege, legespesialist og tannlege, der fysioterapi viste å ha høyest prisfølsomhet. Det argumenteres for at tjenester som lettere påvirkes av forbrukerne selv typisk reagerer mer ved justeringer i pris (Van Vliet René, 2001). Et studie av Duarte (2012) undersøker om det er prissensitivitet i utgifter på tvers av helsetjenester, og finner at besøk hos psykolog vises å være følsom for prisendringer. Funnene tolkes som adferdsrisiko der individene reagerer på pålagte kostnader, i form av egenandeler. Adferdsrisiko vil i noen tilfeller medføre problemer med overforbruk, samtidig som det er et vanlig problem der man opplever elastisk etterspørsel.

Salget av private helseforsikringer foregår gjennom tradisjonelle forsikringsselskap. Forsikringene dekker ikke tapt inntekt som følge av sykdom, men vil typisk dekke sykehusinnleggelse og operasjoner på private sykehus innenfor visse tidsfrister, spesialistbehandlinger av ulike typer, og andre praktiske ting knyttet til behandling, som timebestilling, transport og betaling (Berge og Hyggen, 2010).

Økningen i kjøp av private helseforsikringer er omdiskutert. Gjennom forsikringene kan man oppleve en potensiell endring i forbruket av ulike helsetjenester. Typisk via redusert kø, og dermed enklere tilgang, vil endret forbruk føre til økt etterspørsel etter helsetjenester. Hvordan forsikringsordningene er utformet kan påvirke hva som behandles og hvordan ressursene brukes, som igjen kan medføre en økende belastning for det offentlige systemet (Berge og Hyggen, 2010). Her argumenteres det for at de tyngste og mest kostbare behandlingene og operasjonene fortsatt vil gjennomføres i det offentlige, fordi de besitter kompetansen og utstyret egnet for dette. Potensielle konsekvenser av økt kjøp private behandlingforsikringer trosser altså verdiene i den nordiske helsepolitikken. Her er universalisme en av velferdsmodellens bærebjelke, og dersom det er individene som er godt økonomisk stilt som har private forsikringsordninger, vil dette bryte med rettferdighetsprinsippet i velferdsordningene. Samtidig kan individene med forsikring ha

et redusert ønske om å bidra til finansieringen av det offentlige helsesystemet (Berge og Hyggen, 2010).

Fra et samfunnsøkonomisk perspektiv er det interessant å studere bakgrunnen for hvorfor noen ønsker en privat helseforsikring i en velferdsstat som tilbyr offentlige helsetjenester. Hva skyldes økningen i antallet forsikringer, og hvilke implikasjoner medbringer en slik økning? Hvordan påvirker en økt etterspørsel etter private behandlingsforsikringer den offentlige sektoren? Vil det øke behandlingsandelen i privat sektor, og dermed frigjøre plass i den offentlige helsekøen? Den offentlige helsekøen kan oppleve at ressursene som skulle vært brukt på den forsikrede personen frigis. Dog kan man oppleve en økt etterspørsel etter arbeidskraft i privat sektor for å øke kapasiteten som følge av økt etterspørsel etter private helsetjenester.

Problemstillingen er spesielt aktuell å studere grunnet stor vekst de siste 20 årene. Den sterke veksten av solgte private helseforsikringer kan antyde at både individer og arbeidsgivere ønsker tilgang på tjenester som det offentlige ikke dekker, eller en redusert ventetid sammenlignet med ventetiden i det offentlige systemet (Berge og Hyggen, 2010).

Oppgaven bygges opp følgende: *kapittel 2* gir generell informasjon om privat helseforsikring og det norske markedet. I *kapittel 3* gjennomgås den grunnleggende økonomiske teorien sentralt for oppgavens problemstilling. For å sette lys på privat behandlingsforsikring og fordeling og bruk av helsetjenester vil *kapittel 4* redegjøre for tidligere forskning på området. Analysen gjennomgås i de siste kapitlene, der *kapittel 5* forklarer metoden, *kapittel 6* presenterer dataen, og *kapittel 7* viser analysens resultater. I *kapittel 8* vil funnene diskuteres og settes opp mot både teori og tidligere empiri. Diskusjonen avsluttes med en oppsummerende konklusjon.

## 2 Privat helseforsikring

Fremveksten av privat helseforsikring kan i stor grad skyldes at det anses som et populært ansattgode. Samtidig som en slik forsikringsordning kan være et gunstig verktøy for å redusere sykefraværet. Dette er en svært omstritt påstand, men vil ikke bli ytterligere kommentert.

Det finnes ulike typer ordninger for de private helseforsikringene, der de spiller forskjellige roller i samspillet mellom landets finansieringsordninger og det generelle tilbudet av helsetjenester (Berge og Hyggen, 2010). *Substituerende* private helseforsikringer dekker tjenester som er tilgjengelige gjennom det offentlige helsesystemet, og er forsikringer som kjøpes av individer som utestenges fra statlige forsikringer eller de som velger seg ut av disse forsikringsordningene. Slike ordninger finner man i land som Nederland, Tyskland og England (Berge og Hyggen, 2010). *Duplisierende* private behandlingforsikringer tilbyr dekning av tjenester som allerede er innenfor den offentlige sosialforsikringen, men vil også gi adgang til andre (private) leverandører eller til andre behandlingsnivåer. *Komplementære* private forsikringsordninger dekker tjenestene tilsvarende det offentlige, i tillegg til kostnadene som ikke refunderes på annen måte. *Supplerende* private helseforsikringer tilbyr dekning av tjenester som ligger utenfor det offentlige helsesystemet. Avhengig av hva som inngår i den offentlige forsikringen, vil tjenesteområdene som her dekkes variere fra land til land. I Norge er typiske tjenester her innen tannhelse (OECD, 2004). *Obligatorisk* helseforsikring innebærer at landet krever individer å kjøpe helseforsikring. Sveits er et eksempel på et slikt land. Til slutt finnes det helseforsikringer som i noen land knyttes til arbeidsplassen. Disse systemene har også offentlige program der eldre og lavinntektsgrupper dekkes (Berge og Hyggen, 2010).

### 2.1 Det norske marked for privat behandlingforsikring

I Norge oppsto markedet for privat helseforsikring på slutten av 1990-tallet. Siden begynnelsen av 2000-tallet er det preget av sterk vekst. Den private behandlingforsikringen gir individet rettigheter til rask behandlingstid, som oftest innen 28 dager fra henvisning, og dekker deretter potensiell kirurgi og rehabilitering (Hagen og Schroyen, 2009).

Fra introduksjonen var etterspørselen etter de private behandlingforsikringene liten. I

**Tabell 2.1:** Tilbydere av private behandlingforsikringer, 2021

Selskap	Individuell	Kollektiv
If Skadeforsikring	28 001	170 709
Gjensidige	17 259	142 726
Storebrand	11 142	108 953
DNB Livsforsikring		84 501
Tryg	6 207	52 342
Fremtind Skadeforsikring	1 229	30 693
Protector Forsikring		10 619
Eika Forsikring	6 766	6 797
Conan		11 139
Øvrige	4 696	2 702

Kilde: FinansNorge (2021b)

dag er det i underkant av 700 000 nordmenn som har privat behandlingforsikring, der hoveddelen av disse er arbeidsgiverfinansierte kollektive ordninger.

Forsikringene omfatter i stor del spesialisthelsetjenester med egne ventetidsgarantier. Ved sammenligning av garantilengden for behandling og ventetiden hos spesialisttjenestene finansiert av det offentlige, vises det at individer som er privat forsikret har en kortere ventetidsgaranti på spesialisthelsetjenestene enn de som går gjennom det offentlige forløpet (Grepperud, 2018).

Oppgjennom årene har regelverket rundt private behandlingforsikringer vært gjennom en rekke politiske og ideologiske grep, og dermed en del endringer. En forklaring bak den politiske diskusjonen er om de private helseforsikringene bunner i utformingen av den nordiske velferdsmodellen. Her baseres det på universalisme, og det siktes mot brede offentlige ordninger som blant annet omfatter helse, skole og alderdom (Aarbu, 2010). Dagens system tilbyr ingen fradragmuligheter for utgifter knyttet til enkeltindividers helseforsikringer, men arbeidsgiverfinansierte forsikring har i ulike perioder vært fordelsbeskattet (Berge og Hyggen, 2010).

Bondevik II-regjeringen innførte i 2003 fordelsbeskatning av arbeidsgiverfinansierte behandlingforsikring. Ordningen omhandlet at arbeidsgiverens direkte dekning av sykdomsutgifter og arbeidstakerens helseforsikring, innenfor spesifikke rammer, skulle være skattefrie på de ansattes hånd og arbeidsgiveren er fritatt arbeidsgiveravgift (Ot.prp. nr.63, 2003). Et argument for innføringen av denne ordningen var blant annet at skattefritak for arbeidsgiverfinansierte helsebehandling kan stimulere til alternativer i det private

behandlingsmarkedet, slik at det forekommer konstruktiv konkurranse mellom det offentlige og private, som langsiktig kan styrke det offentlige systemet (Ot.prp. nr.63, 2003). Den betydelige endringen i etterspørselen etter de private helseforsikringene samsvarer med denne lovendringen. Når Stoltenberg II-regjeringen kom til makten, reverserte de denne regelen slik at arbeidsgiverbetalt behandlingsutgifter og behandlingsforsikringer måtte beskattes fra og med 2006. De argumenterte for at ordningens intensjon heller resulterte til forskjellsbehandling og at den uthulte og svekket omfordelingen gjennom skattesystemet (St.prp. nr.1, 2006).

De private behandlingsforsikringene som tilbys av norske forsikringsselskap har variasjoner i betingelser og dekningsområder. I hovedsak omfatter de medisinske råd, tjenester, utredning og behandling, dagkirurgi, samt behandling hos fysioterapi, kiropraktor og psykolog. Noen selskap tilbyr også online lege og videokonsultasjon, "second opinion", reiseutgifter og rehabilitering (Forbrukerrådet, 2017).

## 3 Teoretisk grunnlag

Individens behov for helsetjenester er vanskelig å definere. I et område vil behovet for helsetjenester være summen av individuelle behov (NOU:24, 2019). Individuelle behov er typisk knyttet til eget helsenivå, men kan også påvirkes av hvorvidt helsetjenester som kan forbedre tilstanden er nærliggende. Underliggende årsaker bak behov for helsetjenester tilknyttet individuell helsetilstand kan være genetikk, livsstil, samfunnet rundt, sosiale forhold eller akutte hendelser (NOU:24, 2019). Bruk av helsetjenester avhenger av etterspørsel etter tjenestene, men kan også påvirkes av sosiale ulikheter i helsen. Et annet sentralt begrep tilknyttet individens behov for helsetjenester er priselastisitet. Det er i oppgavens interesse å studere bruk av prissensitive helsetjenester, og det er derfor nødvendig å definere og forklare hva som ligger bak prisfølsomhet. I oppgaven undersøkes individens bruk av helsetjenester, men med fokus på privat helseforsikring. Det vil derfor presenteres to økonomiske modeller i dette kapitlet tilknyttet etterspørselen etter helsetjenester og helseforsikring.

### 3.1 Etterspørselastisitet

Etterspørselastisitet er et viktig konsept i mikroøkonomien, og i dette tilfelle essensielt for å forstå hvorfor individer har ulik etterspørsel etter ulike helsetjenester. Sentralt i helseøkonomi er forståelsen av hvordan individer reagerer på pris for optimal politikkutforming knyttet til tilbud av helsetjenester. Individer har ulike budsjettrestriksjoner, livserfaringer og livskvalitet som gjør at de evaluerer avveiningen mellom medisinske goder og andre goder forskjellig. For å forstå hvordan individer reagerer på pris er forståelsen av etterspørselastisitet grunnleggende. Det er da spesielt interessant i konteksten med individer med og uten privat behandlingforsikring.

Det finnes ulike typer etterspørselastisitet: priselastisitet, inntektselastisitet og krysspriselastisitet. *Priselastisitet* tilbyr en måte å se hvordan individer påvirkes av pris, samtidig som det er et sentralt konsept for bedrifters reaksjon på etterspørselen de møter. Det skilles mellom elastisk og inelastisk etterspørsel, der en elastisk etterspørsel påvirkes av prisendringer mens inelastisk er lite påvirket (Snyder m.fl., 2015). *Inntektselastisitet* måler forholdsmessig endring i mengde etterspurt som følge av endring i inntekt, mens



*krysspriselastisitet* viser endring i etterspurt kvantum av gode  $x$  dersom pris på gode  $y$  endres.

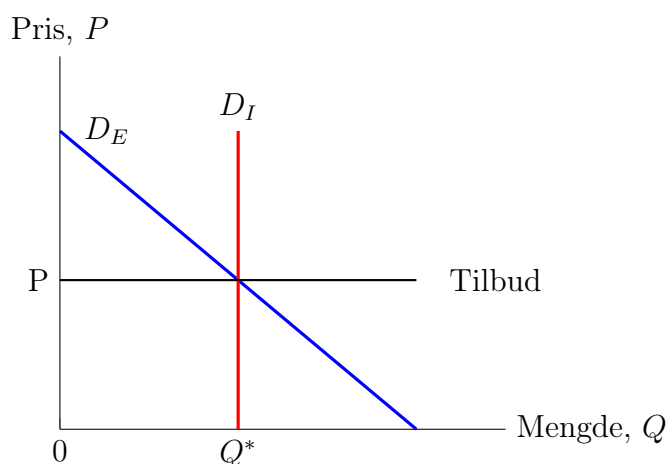
Priselastisitetene er negative fordi etterspørsel etter normale gode faller ved prisøkninger. Normale goder defineres som goder der etterspørselen øker ved eksempelvis en inntektsøkning, og motsatt (Snyder m.fl., 2015). Skille mellom små og store responser på prisendringer er satt til 1. Dersom elastisiteten,  $e_{x,p}$ , er -1 er endring i pris og etterspurt kvantum av proporsjonal størrelse, altså at en prosents endring i pris tilsvarer en prosents endring i kvantum. Øker prisen med ett prosent vil etterspørselen reduseres med ett prosent. Et slikt tilfelle kalles nøytralelastisk. Deretter har vi elastisk etterspørsel hvis  $e_{x,p} < -1$ , fordi endring i kvantum er proporsjonalt større enn endringen i pris. Goder med elastisk etterspørsel er goder man fint klarer seg uten, eller som det finnes substitutter for, slik at etterspurt kvantum reduseres dersom prisen blir for høy. I motsatte tilfelle, der  $e_{x,p} > -1$ , er etterspørselen inelastisk og endring i kvantum er proporsjonalt mindre som følge av en prisendring. Goder med slik etterspørsel er typisk nødvendighetsgoder man har et sterkere behov for eller goder det ikke finnes alternativer til (Snyder m.fl., 2015).

Ligning 3.1 er det matematiske uttrykket for priselastisitet derivert fra Marshall's etterspørselsfunksjon  $x(p_x, p_y, I)$ :

$$e_{x,p_x} = \frac{\Delta x/x}{\Delta p_x/p_x} = \frac{\Delta x}{\Delta p_x} \cdot \frac{p_x}{x} = \frac{\partial x(p_x, p_y, I)}{\partial p_x} \cdot \frac{p_x}{x} \quad (3.1)$$

Ligningen er partiellderivert som signaliserer at alle andre etterspørselsfaktorer holdes konstant for å undersøke påvirkningen av en spesifikk variabel (Snyder m.fl., 2015).

**Figur 3.1:** Priselastisitet



Figur 3.1 illustrerer to typer etterspørsel, der  $D_I$  er inelastisk og lite prissensitiv, mens  $D_E$  er sensitiv for pris. Illustrasjonen viser altså at desto brattere helning, desto mindre prisfølsom. Figuren ligger sentral i helseøkonomisk kontekst der elastisiteter er et verdifult verktøy for å besvare en rekke ulike offentlige helseproblemer.

## 3.2 Etterspørsel etter helsetjenester

Individens bruk av helsetjenester er sterkt korrelert med individens etterspørsel etter disse tjenestene. I 1972 konstruerte Grossman en modell for etterspørselen etter helse som et gode. Fra økonomisk teori er dette modellen for etterspørsel etter helsetjenester, og vil derfor være grunnlaget i denne teoretiske gjennomgangen.

Modellen kjennetegnes ved at etterspørsel etter helsetjenester avledes av etterspørselen etter god helse, og at god helse har en egen verdi som antas å gi glede av økt aktivitet innen konsum. I tillegg til en komplisert sett avveining mellom bruk av tid og kostnadene ved anskaffelse av tjenester (Erlandsen og Iversen, 1998).

Modellen tilbyr et rammeverk for avveiningene involvert i helsebeslutninger ved å behandle helse som noe individer bestemmer selv, fremfor at det er noe som skjer med dem. Grossman gir også et sett forklaringer på flere helsefenomen, deriblant koblingen mellom sosioøkonomisk status og helsetilstand (Bhattacharya m.fl., 2014). Helse sees på som et investeringsgode og er en form for humankapital. Det vil si at investering i helse gir avkastning i fremtidige perioder, samtidig som den depresierer i verdi over tid, eksempelvis med alder (Bhattacharya m.fl., 2014).

I modellen er helse en slags varig kapital som gir utbytte i friske dager i hver periode. Individets mengde helse overføres fra periode til periode, og kan økes gjennom helseforbedrende investeringer. Linken mellom helse som et gode og etterspørselen etter ulike helsetjenester dannes i modellen av konsumentens atferd, ettersom helsen er et resultat av valgene man tar (Bhattacharya m.fl., 2014). Helse har ingen klar markedspris, men avhenger av flere variabler som for eksempel alder og utdanning. Variablene danner en verdi på helsen, kalt skyggepris. Ved antagelsen om økende depresieringsrate på helsekapital over livsløpet vil skyggeprisen øke med alder. Dog reduseres prisen med utdanning dersom høyere utdannede individer har større produktivitet i helseproduksjon (Bhattacharya m.fl., 2014).

### 3.2.1 Grossman-modellen

Modellen knytter individets daglige helsebeslutninger i et rammeverk som utgjør livsløpet deres. Det antas at en typisk konsument på tidspunkt  $t$  har følgende nyttefunksjon:

$$U = U(\phi_t H_t, Z_t), \quad t = 0, 1, \dots, n \quad (3.2)$$

der  $\phi_t$  er individets antalle friske dager per enhet helse,  $H_t$  er individets helse på tidspunkt  $t$ , mens  $Z_t$  representerer andre faktorer som kan påvirke konsumentens nytte i periode  $t$ . Det vil si at nytten er altså avhengig av både helsen og andre ting. Videre vil alle variabler indeksert med  $t$  henviser til periode  $t$ .

Nettoinvesteringen i helsekapital i  $n$  periode gis av bruttoinvesteringen i perioden minus depreseringen:

$$H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t \quad (3.3)$$

der  $I_t$  er bruttoinvestering. Helsebeholdningen avtar over tid, men gjennom investeringer vil man kunne unngå dette. Hver konsument har en individuell produksjon av helse og andre goder. Dette kan illustreres gjennom et sett produksjonsfunksjoner:

$$\begin{aligned} I_t &= I_t(M_t, TH_t; E) \\ Z_t &= Z_t(X_t, T_t; E) \end{aligned} \quad (3.4)$$

der  $M_t$  er antall helsetjenester vi tar i bruk,  $TH_t$  er tiden man bruker på ulike helseinvesteringer, og  $E$  er humankapitalen dette produserer. Videre har vi  $X_t$  som vareinngangen i produksjon av andre goder ( $Z_t$ ), og  $T_t$  som fritid.

I den grunnleggende modellens budsjettrestriksjon vil både tid og markedsgoder være knappe ressurser:

$$\sum_{t=0}^n \frac{P_t M_t + Q_t X_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^n \frac{W_t T W_t}{(1+r)^t} + A_0 \quad (3.5)$$

Budsjettrestriksjonen sier at nåverdien av helsegoder ( $M_t$ ) og andre markedsgoder ( $X_t$ ) er lik nåverdien av inntekter over livsløpet i tillegg til initiell formue.  $P_t$  og  $Q_t$  reflekterer prisen på  $M_t$  og  $X_t$  i periode  $t$ ,  $W_t$  er lønn,  $A_0$  er den diskonterte formuesinntekten, og  $r$  er rentesats (Grossman, 1972).

En periode begrenses av tid, og vil ha følgende tidsrestriksjon:

$$TW_t + TH_t + T_t + TL_t = \Omega \quad (3.6)$$

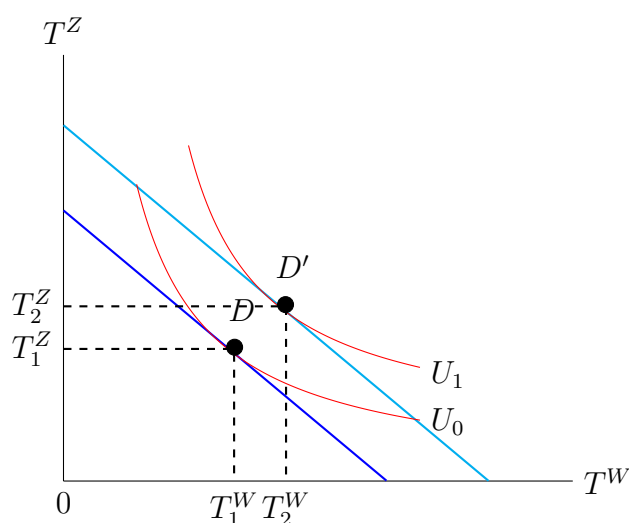
Restriksjonen for perioden sier at totalt tilgjengelig tid ( $\Omega$ ) er summen av tid i arbeid ( $TW_t$ ), tid på helseforbedrende aktiviteter ( $TH_t$ ), fritid ( $T_t$ ) og tid som syk ( $TL_t$ ). Tid man er syk er derfor:  $TL_t = \Omega - h_t$ , der  $h_t$  er frisk tid, som brukes på arbeid, helseøkende aktiviteter eller fritid. Tid som syk og tid brukt på helseforbedrende aktiviteter er negativt korrelert som følge av at en økning i  $TH_t$  vil øke investeringer, samt fremtidig helsenivå, og dermed redusere  $TL_t$  (Grossman, 1972).

Alternativt kan budsjettrestriksjonen skrives på en måte som inkluderer tidsrestriksjonen:

$$\sum_{t=0}^n \frac{P_t M_t + Q_t X_t + W_t (TL_t + TH_t + T_t)}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^n \frac{W_t \Omega}{(1+r)^t} + A_0 \quad (3.7)$$

I modellen står man som nevnt, ovenfor en avveining mellom arbeid og fritid. Målet er å ha flest mulig friske dager, men desto høyere helsebeholdningen er, desto lavere effektiv helseproduktivitet vil man ha. Ligning (3.7) sier at individets fulle formue tilsvarer initiale eiendeler, samt nåverdien av inntekten individet ville fått ved å bruke all sin tid på arbeid. Formuen brukes på markedsgoder, fritid, og noe går tapt som følge av sykdom.

**Figur 3.2:** Avveining mellom arbeid og fritid



Klassisk velferdsteori tilsier økende nytte utover i diagrammet, tilsvarende figur 3.2. Figuren illustrerer avveiningen mellom arbeid og fritid på en slik måte at et friskere

individ med flere friske dager vil befinne seg lenger ut i diagrammet. Ved god helse vil tidsrestriksjonen være mindre streng, dermed er det mer tid til for eksempel arbeid og fritid som fører til høyere nytte. Figuren illustrerer to individ med ulike nyttekurver, gjennom  $U_0$  og  $U_1$ , og således ulik tilgjengelig tid til arbeid og fritid vist langs aksene.

Analytisk kan likevekten illustreres ved å maksimere individets nyttefunksjon gitt både budsjett- og tidsrestriksjonen. Jeg finner likevektsmengden av helsegoder ( $H_t$ ) og andre goder ( $Z_t$ ) ved å maksimere ligning (3.1) underordnet restriksjonene fra ligning (3.2), (3.3) og (3.6). Både den overførte helsebeholdningen fra tidligere perioder og depresieringsraten er gitt, slik at optimal mengde helsekapital bestemmes av optimal mengde bruttoinvesteringer (Grossman, 1972). Mellomregningene i utregningen er vedlagt i appendiks, se A1.1.

For bruttoinvestering i periode  $t-1$  får man det første førsteordensvilkåret:

$$\begin{aligned} \frac{\pi_{t-1}}{(1-r)^{t-1}} &= \frac{W_t G_t}{(1+r)^t} + \frac{(1-\delta_t)W_{t+1}G_{t+1}}{(1+r)^{t+1}} \\ &+ \dots + \frac{(1-\delta)\dots(1-\delta_{n-1})W_n G_n}{(1+r)^n} + \frac{U h_t G_t}{\lambda} \\ &+ \dots(1-\delta_t)\dots(1-\delta_{n-1})\frac{U h_t G_n}{\lambda} \end{aligned} \quad (3.8)$$

Nåverdien av helseinvesteringenes marginalkostnader i forrige periode ( $t-1$ ) må være lik marginalinntektenes nåverdi. Vilkåret inkluderer nå noen variabler for marginale nytter, produkt eller kostnader:  $U h_t$  er marginalnyttens av friske dager,  $\lambda$  for formuens marginalnytte,  $G_t$  er marginalproduktet av helsebeholdningen i produksjon av friske dager, mens  $\pi_{t-1}$  er marginalkostnaden av bruttoinvesteringer i helse i fremtidige perioder (Grossman, 1972).

Nyttmaksimeringens andre førsteordensvilkår for bruttoinvestering i forrige periode gis av;

$$\pi_{t-1} = \frac{P_{t-1}}{\partial I_{t-1} \partial M_{t-1}} = \frac{W_{t-1}}{\partial I_{t-1} / \partial T H_{t-1}} \quad (3.9)$$

Ved å produsere en ekstra enhet helse er dette en betingelse for å minimere kostnadene.

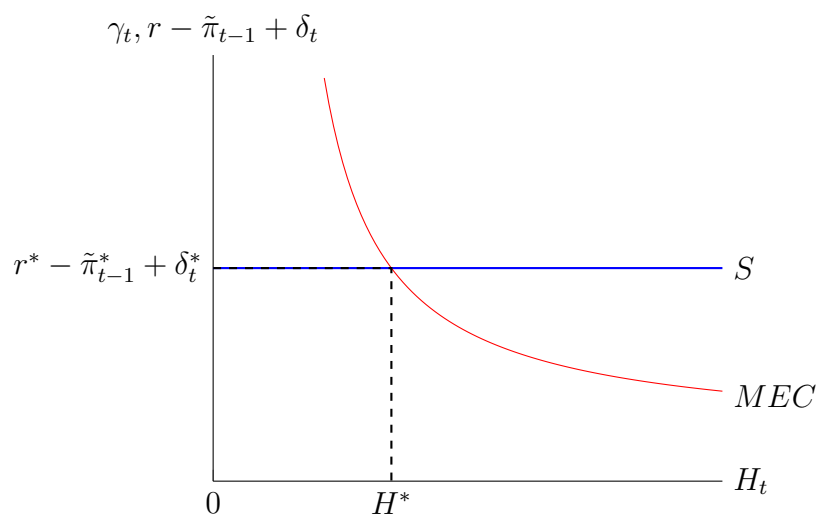
Sammen vil førsteordensvilkårene danne et uttrykk for den optimale helsebeholdningen:

$$G_t \left[ W_t + \left( \frac{U h_t}{\lambda} \right) (1+r)^t \right] = \pi_{t-1} (r - \tilde{\pi}_{t-1} + \delta_t) \quad (3.10)$$

der  $\tilde{\pi}_{t-1}$  viser prosentvis endring i marginalkostnadene mellom forrige periode og nåværende periode. Den optimale helsebeholdningen sier at udiskontert verdi av marginalproduktet til enhver alder må være lik pris på kapital. Høyre del av uttrykket, som representerer prisen på kapital, inneholder komponenter for rente, depresiering og kapitalgevinst og kan dermed forstås som prisen individer må betale for helsekapital (Grossman, 1972). Ligningen sier altså at antallet friske dager som produseres ved optimal beholdning må være tilsvarende kostander for å holde kapitalen.

Helsekapitalens marginaleffektivitet (MEC) danner et speilbilde for produksjonsfunksjonen til individets helse, illustrert i figur 3.3. Den viser bestemmelsen av optimal helsebeholdning til enhver alder, med et avtagende utbytte der høyere helsnivå gir mindre effektiv investering for et litt høyere nivå helse. Marginaleffektiviteten blir en etterspørselskurve, og for å finne en likevektstilpasning, og dermed optimalt helsnivå, er man nødt til å se på de marginale kostnadene ved produksjon av helse.

**Figur 3.3:** Helsekapitalens marginaleffektivitet, MEC



Etterspørselskurven visualiserer forholdet mellom helsebeholdningen og avkastningen av helseinvesteringer, eller marginaleffektiviteten av helsekapital ( $\gamma_t$ ). Tilbudskurven illustreres som en vertikal linje og representerer forholdet mellom beholdningen av helse og kapitalkostnadene ( $r^* - \tilde{\pi}_{t-1}^* + \delta_t^*$ ). Kurven er horisontal fordi kapitalkostnadene er uavhengig av helsebeholdningen (Grossman, 1972). Helsen depresieringsrate øker med alder, som vil si at optimalt helsnivå synker. Desto eldre man blir, desto fler ressurser går til opprettholdelse av helsnivå.

Marginaleffektivitetens tilknytning til utdanning, alt annet likt, sier at et avkastningen til et individ med høyere utdanning er høyere, altså høyere helsenivå, enn for et individ med lavere utdanningsnivå. En forklaring på dette er at høyere utdannede individer typisk er mer effektive helseprodusenter. Grossman (1972) sier at utdanningsnivå er noe som bestemmes utenfor modellen, men likevel vil ha innvirkning i produksjonen av helse. Det tilsier at høyere utdanning, og bedre velstand, tilknyttes lenger forventet levealder og færre helseproblemer.

Modellen sier også noe om alder og helsenivå. Helsens depresieringsrate øker med alder, og tilsvarende vil det optimale helsenivået reduseres. Likevel antyder ikke det at etterspørselen etter tjenestene minker. Kan det ha seg slik at etterspørselen etter helsetjenester øker med alder? Mange opplever økende helsemessige problemer desto eldre man blir, og det tilsier at man har en økende etterspørsel etter de ulike tjenester knyttet til disse problemene. Aldrende individer er nødt til å investere flere ressurser i helsen for å opprettholde samme nivå som tidligere.

Grossman-modellen, og etterspørsel etter helsetjenester, kan tilknyttes økonomisk teori om etterspørsel etter helseforsikring. Nevnt innledningsvis er private helseforsikringer et virkemiddel som kan kjøpes og dermed påvirke individenes ventetid for behandling. I Grossman-modellen kan ventetid anses som en påvirkende faktor i individets tidsrestriksjon, og tid brukt på helseforbedrende aktiviteter,  $TH_t$ . Ved lang ventetid kan individets tid på helseforbedrende aktiviteter begrenses, og effektiviteten i produksjon av helse minker. Et ønske om raskere behandling og kortere helsekøer kan dermed innvirke på etterspørselen etter private helseforsikringer. Ved tilgang til privat forsikring vil prisen på helsetjenester,  $M_t$ , reduseres og raskere tilgang til behandling medfører mer tid til for eksempel arbeid.

### 3.3 Etterspørsel etter helseforsikring

Via private helseforsikringer vil individer og arbeidsgivere betale en del av helsetjenestens utgifter, og i teorien vil helsevesenet dermed tilføres flere økonomiske midler, samtidig som det offentlige systemet kan avlastes ved kanalisering av pasienter til det private markedet (Berge og Hyggen, 2010). Ønsket om å sikres en raskere behandling, redusert sykefravær og reduserte helsekøer kan være faktorer som påvirker etterspørselen etter helseforsikring.

Den fremste årsaken til etterspørsel etter helseforsikring er risikoaversjon, som Hagen og

Schroyen (2009) beskrives som villigheten til å kvitte seg med finansiell helserisiko mot en aktuarisk forsikringspremie. Etterspørselen etter forsikring kommer av sikkerhet mot uforutsette hendelser, som for eksempel skader eller sykdom. I teorien om forsikring og individers helse, kan man si at de står ovenfor to typer risiko. Det første er risikoen for å bli syk, men det er også en risiko for å ikke bli frisk. Den andre risikoformen resulterer også i potensielt inntektsbortfall og igjen dårligere helse. Markedet for forsikring er typisk preget av skjevhet i informasjon mellom tilbyder og etterspørter som byr på flere problemer. Det er derfor viktig at forsikringskontraktene utformes på en måte som løser eller letter på disse problemene. For å se hvordan forsikringskontrakter kan utformes i et marked preget av informasjonsskjevhet vil det presenteres en grunnleggende forsikringsmodell som belyser denne problematikken.

### 3.3.1 Ugunstig utvalg

Etterspørtere etter helseforsikring preges av heterogenitet, blant annet i form av ulike egenskaper som for eksempel skaderisiko. Noen individer vil systematisk bli mer utsatt for eller utsette seg selv for mer risiko enn andre. Dersom alle disse grunnleggende karakteristikene kunne observeres av forsikringstilbyderen ville enhver forsikringskontrakt skreddersys til hvert enkelt individ som etterspør forsikringen. Dette er dog ikke tilfellet da man besitter en god del privat informasjon som forsikringsselskapet ikke kan observere. Gitt at alle individer har ulik risiko og det foreligger informasjonsskjevhet mellom partene i markedet, vil en systematisk seleksjon av forsikringsskapere danne et ugunstig utvalg for selskapet som tilbyr forsikring.

Et ugunstig utvalg forsikringstakere representeres eksempelvis av individer med høy risiko for skade, og derfor høyere kostnader for forsikringsselskapet. Problemet forekommer ved at selskapet ikke kan skille hvilke individ som tilhører ulike risikogrupper, slik at det tilbys en felles kontrakt for alle. Det gjør at individer med høy risiko for skade eller sykdom betaler mindre enn hva deres egentlige risiko tilsier at de burde betale, og individer med lav risiko betaler mer. Ved konkurranse i markedet vil andre forsikringsselskap tilby individene med lav risiko gunstigere avtaler (Barr, 2012).

Det er en viktig oppgave å eliminere problemene med informasjonsskjevhet, slik at forsikringsavtaler bør utformes deretter. Det kan være problematisk, grunnet manglende



informasjon, å skille forsikringstakernes risikoprofiler. En effektiv respons på dette problemet er gjennom sosialforsikring. Gjennom betaling av skatt vil individene bli forsikret, og det skaper en omfordeling fra lavrisiko til høyrisiko (Barr, 2012). Dette er en form for tvungen forsikring.

Forsikringsselskapenes håndtering av denne problematikken kan illustreres i en grunnleggende økonomisk modell, av Rothschild og Stiglitz (1976).

### 3.3.2 Rothchild-Stiglitz forsikringsmodell

For å forstå teorien bak tilbud og etterspørsel etter forsikring presenteres det en grunnleggende modell bak likevekt i et frikonkurransemarked for forsikring. Grunnlaget for gjennomgangen er en modell utviklet av Rothschild og Stiglitz (1976), for å illustrere likevekten i et forsikringsmarked med asymmetrisk informasjon.

I modellen antas et individ å ha inntekt,  $W$ , dersom han ikke kommer ovenfor en skade og,  $W - d$ , dersom ulykken inntreffer. Er det ønskelig kan individet forsikre seg mot skader ved å betale forsikringspremie,  $\alpha_1$ , og dermed motta et kompensasjonsbeløp,  $\tilde{\alpha}_2$ , hvis skaden inntreffer. Individet kan altså stå ovenfor to tilstander uten forsikring, skade eller ingen skade, gitt som  $(W, W - d)$ , og med forsikring  $(W - \alpha_1, W - d + \alpha_2)$ , der  $\alpha_2 = \tilde{\alpha}_2 - \alpha_1$ . Vektoren  $\alpha$  bestående av  $(\alpha_1, \alpha_2)$ , er en fullkommen beskrivelse av forsikringskontraktene som blir tilbudt i modellen (Rothschild og Stiglitz, 1976).

Modellen består av to aktører: kjøpere og selgere. Kjøperne av forsikring er forsikringstakere, mens selgeren er et forsikringsselskap. Et individ kjøper forsikring for å endre inntektsmønsteret sitt på tvers av tilstandene (Rothschild og Stiglitz, 1976). Inntekten til forsikringstakeren uten inntruffet skade er gitt av,  $W_1$ , mens inntekten i tilstanden der en skade har skjedd er,  $W_2$ .

I økonomisk teori sier teoremet om forventet nytte at inntektspreferansen i nevnte tilstander er beskrevet av funksjonen:

$$\hat{V}(p, W_1, W_2) = (1 - p)U(W_1) + pU(W_2) \quad (3.11)$$

$U$  representerer individets nytte av monetær inntekt, og  $p$  står for sannsynligheten for at skade inntreffer. Kontraktene som tilbys er verdt:  $V(p, \alpha) = \hat{V}(p, W - \alpha_1, W - d + \alpha_2)$ ,

og individet vil velge de kontraktene som maksimerer  $V(p, \alpha)$ .

Modellen antar at forsikringsselskapene er risikonøytrale, og derfor kun fokusert på forventet profitt. For selskapet er en kontrakt solgt til en forsikringstaker med  $p$  sannsynlighet for skade, verdt følgende:

$$\pi(p, \alpha) = (1 - p)\alpha_1 - p\alpha_2 = \alpha_1 - p(\alpha_1 + \alpha_2) \quad (3.12)$$

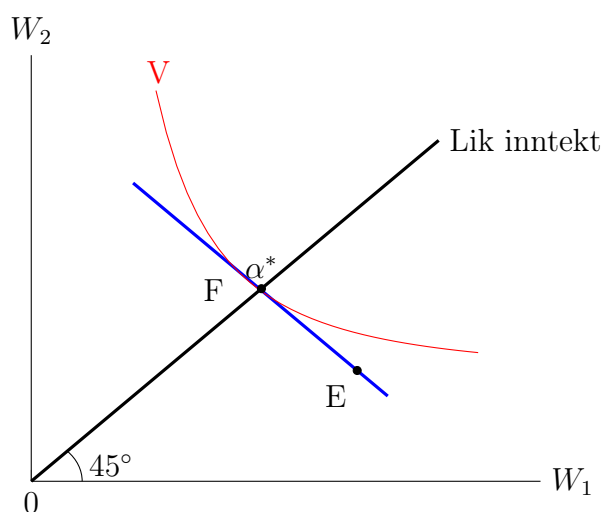
Med fokus på profitt bruker selskapet ressursene sine slik at de kan og vil selge enhver kontrakt de tror vil være lønnsom. I tillegg vil antagelsen om fri etablering, og dermed et konkurrerende marked, garantere at hver kontrakt som etterspørres og er forventet lønnsom, tilbys av forsikringsselskapet.

Modellen tar for seg en dristig antagelse om at forsikringstakeren kjenner til sin egen skadesannsynlighet, men forsikringsselskapet ikke gjør det. Det gjør at selskapet ikke kan selekttere forsikringstakerne med bakgrunn i egenskapene deres. I et marked der det eksisterer asymmetrisk informasjon vil forsikringsselskapet se på individenes markedsatferd for å avgjøre skadesannsynligheten. Forsikringstakeren antas også å kun kunne kjøpe én forsikringskontrakt, og velger den kontrakten der han nyter høyest forventet nytte.

I modellen er likevekt definert som et sett forsikringskontrakter slik at individet velger kontrakten som maksimerer nytte, og i likevekt vil alle kontraktene ha positiv fortjeneste. Forsikringsselskape antar at markedets konkurrerende selskaper tilbyr kontrakter som er uavhengige av deres tilbud (Rothschild og Stiglitz, 1976).

I et tilstandsdiagram vil likevekten i forsikringsmarkedet være mulig å illustrere. 45graderlinjen visualisere fullforsikringer for individene, som betyr at inntekten er lik uavhengig av tilstanden forsikringstakeren befinner seg i, mens punkt E er individenes initielle inntektsbeholdning. Linje  $EF$  representerer alle kontraktene som tilbys forsikringstakerne, og illustrerer kontraktene der selskapet går i balanse. Individene opplever økende nytte utover i diagrammet, som betyr at en nyttekurve lenger ut yter høyere nytte. Figur 3.4 presenterer likevekt i et marked med identiske forsikringstakere. Det er kun dersom individene har ulik sannsynlighet for skade at problematikken med informasjonsskjevheter oppstår (Rothschild og Stiglitz, 1976).

Punkt E i figuren er en typisk tilstand til et uforsikret individ. Ved å kjøpe forsikring vil

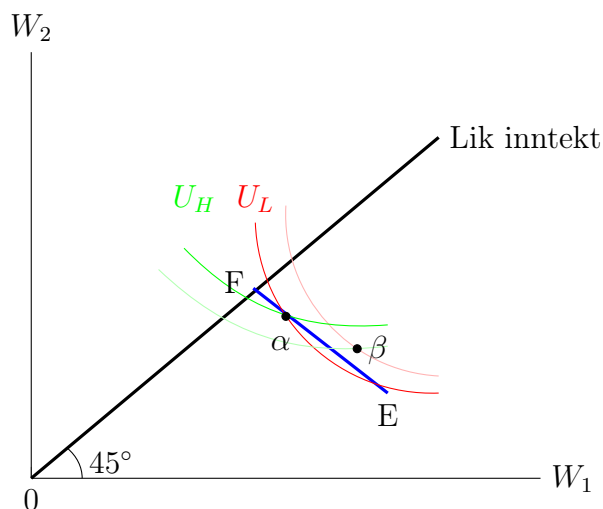
**Figur 3.4:** Etterspørsel etter forsikring, identiske forsikringstakere

individet flytte seg fra uforsikret tilstand til et punkt gitt av  $(W_1 - \alpha_1, W_2 + \alpha_2)$ , og i likevekt er tilpasningen i punkt  $\alpha^*$ . Her maksimerer forsikringstakeren nytten sin.

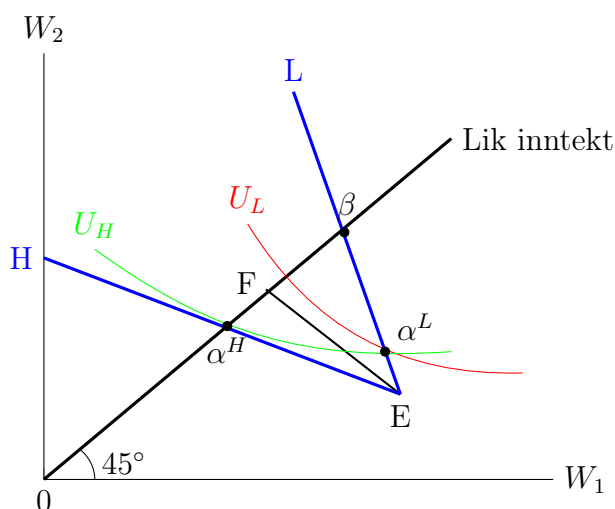
Videre antas det at forsikringstakeren kan ha lav ( $p^L$ ) eller høy ( $p^H$ ) risiko for skade. Andelen forsikringstakere i markedet med høy risiko for skade er betegnet med  $\lambda$ . Den gjennomsnittlige skadesannsynligheten for individene gis av  $\bar{p} = \lambda p^H + (1 - \lambda)p^L$

Tilstandsdiagrammet kan illustrere modellens to likevekter i tilfellet med asymmetrisk informasjon. Figur 3.5 viser en pooling-løsning i markedet der forsikringstakerne har ulik sannsynlighet for skade, illustrert av  $U_H$  og  $U_L$ . Kontrakten som tilbys i en slik løsning er illustrert i punkt  $\alpha$ . Begge forsikringstakerne, både de med lav og høy skadesannsynlighet, tilbys samme kontrakt. Dersom verdien på kontrakten som tilbys ( $\pi(\bar{p}, \alpha)$ ) er mindre enn null vil forsikringsselskapet tape penger, og ved verdi større enn null vil det finnes en kontrakt som tilbyr noe mer konsum i hver tilstand og videre noe lønnsomhet for selskapet. Alle vil foretrekke denne kontrakten, og dermed settes verdien lik null som resulterer i at begge forsikringstakerne blir tilbudt en kontrakt langs  $EF$ -kurven.

Det vil imidlertid eksistere kontrakter individene foretrekker med tanke på deknings- og nyttenivå, eksempelvis i punkt  $\beta$ . Dette er en kontrakt som individene med lav risiko for skade foretrekker fremfor  $\alpha$ , mens høy-risiko individene foretrekker tilbudt kontrakt. Eksistensen av  $\beta$ -kontrakten motsier en del av likevektsdefinisjonen ettersom høy-risiko individene vil få det verre ved å havne på en lavere nyttekurve i denne kontrakten. Dette er et argument for at en pooling-løsning ikke vil være mulig i denne modellen.

**Figur 3.5:** Tilstandsdiagram, poolinglikevekt

Figur 3.6 illustrerer en separerende likevekt der individene tilbys ulike kontrakter betinget på risikoen for skade. Det kan derfor sees to nye linjer i figuren sammenlignet med forrige figur.

**Figur 3.6:** Tilstandsdiagram, separat likevekt

$EH$ -kurven er kontrakter forsikringselskapet vil kunne tilby individene med høy risiko, og  $EL$ -kurven er kontrakter rettet mot lavrisiko. Årsaken til ulik helning på kurvene er at individene prissettes med bakgrunn på risikoen, og individer med høyere risiko er nødt til å betale en høyere pris fordi de typisk innebærer høyere kostnader for forsikringselskapet. I figuren representerer  $\alpha^H$  og  $\beta$  fullforsikringer, men sistnevnte gir høyere konsum og nytte for begge individene. Ettersom forsikringselskapet ikke klarer å skille mellom forsikringstakerne basert på risiko, vil alle som etterspør  $\beta$ -forsikringen, få kjøpe den.

Dette danner et ugunstig utvalg for forsikringsselskapet og er ikke en likevektsløsning.

En likevekt for lavrisiko er derfor nødt til å være en kontrakt som ikke er mer attraktiv enn fullforsikringen høyrisiko blir tilbudt. Av figuren kan vi se denne kontrakten som  $\alpha^L$ . Likevekten er dermed en fullforsikring for individene med høy risiko og delforsikring for de med lav risiko.

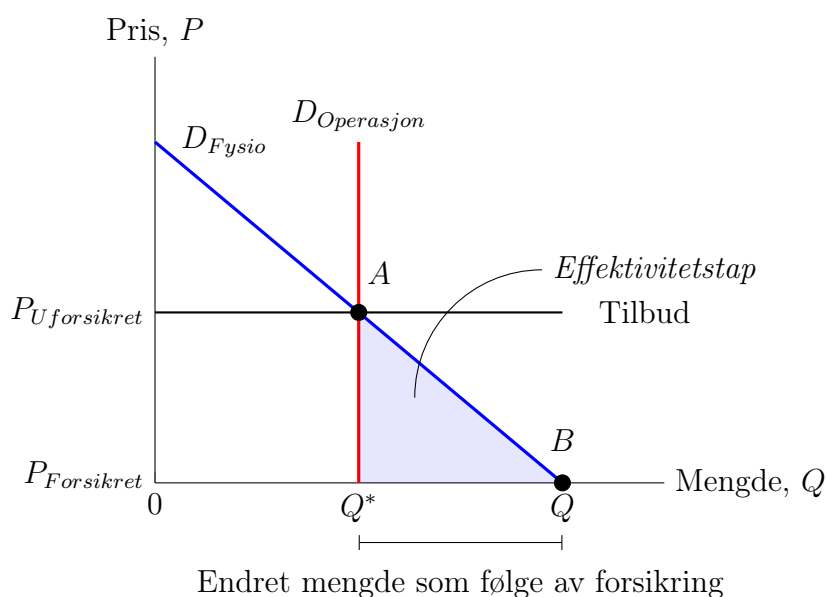
### 3.3.3 Moralsk hasard

Moralsk hasard, eller adferdsrisiko, er et annet problem som oppstår ved asymmetrisk informasjon mellom partene i markedet. Her kan man skille mellom to former for adferd: ex-ante og ex-post.

I tilfellet med ex-ante adferdsrisiko vil forsikringstakeren kunne påvirke sannsynlighet for tap eller størrelse på potensielt tap, gjennom strategisk adferdsendring. Dette er informasjon forsikringsselskapet ikke kjenner til, og heller ikke kan kontrollere for (Hagen og Schroyen, 2009). Ex-ante er problematisk i form av at individer typisk utsetter seg for mer risiko fordi de vet at de er dekket av en sikkerhet, eller at et forsikret individ ikke har like store insentiver til å forebygge sykdom. I tillegg vil de som er mer utsatt for risiko kunne utgi seg for å ha lav risiko, og dermed tildeles billigere forsikringsavtaler. Et effektivt virkemiddel mot ex-ante moralsk hasard er å bruke kø, altså ventetid, som rasjoneringsmekanisme, alternativt benytte seg av egenandeler i den offentlige forsikringsordningen. Problemer knyttet til ex-ante atferdsrisiko vil delvis dekkes av universalforsikring.

Ex-post adferdsrisiko knyttes til endret adferd fra forsikringstakeren etter at risikoen er inntruffet, men før kompensasjonskravet sendes til selskapet. Forsikringstakeren har derfor mulighet til å påvirke skadebeløpet, og derfor kompensasjonsbeløpet. Ex-post er problematisk i den forstand at det skaper ineffektivitet ved overforbruk av helsetjenester, spesielt priselastiske tjenester, som følge av at behandling ikke påvirkes av forsikringstakerens evne til å betale for tjenestene (Barr, 2012). Ved et forsikringstilfellet kan individet forespørre et stort omfang behandling fordi de vet utgiftene dekkes av forsikringen.

Knyttet til konteksten om bruk av helsetjenester er figur 3.7 verdifull. Dersom rød kurve representerer etterspørsel etter eksempelvis blindtarmsoperasjon, og blå kurve fysioterapi kan man illustrere effekten av privat helseforsikring. Ulike typer operasjoner kan sees på som

**Figur 3.7:** Etterspørsel etter helsetjenester

nødvendighetsgoder og vil være mindre påvirket av pris, mens fysioterapeutiske tjenester vil være mer sensitive. Samfunnets tilbud av tjenestene illustreres av horisontal linje, slik at den samfunnsøkonomiske effektive løsningen oppnås i punkt A for begge helsetjenestene. Tilsvarende, gitt at et individ ikke er forsikret, vil bruksmengden følge  $P_{Uforsikret}$  som vises som  $Q^*$  for både blindtarmoperasjoner og tjenester innen fysioterapi. Dersom individet tegner forsikring, enten individuelt eller via arbeidsgiveren, vil ikke individet som benytter fysioterapeutiske tjenester belastes av prisen på tjenesten og heller ikke ha noe effekt på mengden som tas i bruk. Individet vil derfor kunne tilpasse seg i punkt B, der maksimal tilbudt mengde ( $Q$ ) utnyttes helt gratis. Bruken av blindtarmoperasjoner forblir fast ved  $Q^*$ . Hvis samfunnets kostnader ved tilbud av tjenestene ligger langs  $P_{Uforsikret}$  vil det dannes et effektivitetstap for forsikringsselskapet som følge av at forsikrede individer fritt kan velge mengden besøk hos fysioterapi.

Egenandeler er også et tiltak for å redusere ex-post moralsk hasard (Bhattacharya m.fl., 2014). Ved egenandeler vil bruk av helsetjenester og behandlingsomfang rasjoneres, og typisk er denne rasjoneringen større blant de med lav inntekt fremfor de med høy inntekt. En naturlig forklaring er at de med høy inntekt har større evne til å dekke disse utgiftene (Askildsen m.fl., 2006). Ved innføring av egenandeler vil det forventes, i henhold til økonomisk teori, at forbruket fysioterapeutiske behandlinger reduseres. Selv om forsikringen dekker denne kostnaden, kan forsikringsselskapet sette en egenandel i form av begrensninger.

Typisk vil det innebære at selskapet kun dekker et visst antall behandlinger, og ved ønske om videre behandling er individet nødt til å betale deretter.

Det offentlige helsesystemets finansieringsutforming sies å ha som formål å styre fordelingen av helsetjenester gjennom tilbudssideregulering. Ved å styre via tilbudssiden er en potensiell konsekvens at det oppstår køer og dermed ventetid for pasientene. Dette kan oppfattes som en form for egenandel ved at behandlingen ikke forekommer til ønsket tid. Videre kan det gi grobunn for et privat marked ved siden av det offentlige systemet og den kollektive forsikringen. Effektivitetsmessig kan det være gunstig, ettersom noen pasienter vil kunne få rask behandling, samtidig som det kan danne en sosial ulikhet. Typisk vil de med høyere inntekt ha større insentiver til å ta i bruk private tjenester, samtidig som tidligere studier viser til at individer med høyere inntekt har private behandlingsforsikringer (Askildsen m.fl., 2006).

## 4 Tidligere forskning

I dette kapitlet presenteres tidligere empirisk forskning på privat behandlingsforsikring, både nasjonalt og internasjonalt.

Med bakgrunn i kontinuerlig vekst fra 2000-tallet har dette vært et interessant forskningsområde. På internasjonalt plan finnes det en rekke studier som forklarer etterspørselen etter privat helseforsikring og deretter bruk av ulike helsetjenester. Resultatene fra disse studiene vil nødvendigvis ikke være representative for det norske markedet. Norge med sitt offentlig helsesystem dekker deler av innbyggernes behandlingstkostnader gjennom skatter og avgifter, og de private behandlingsforsikringene har ulik rolle her enn i mange andre land, der de kan ha mer dominerende eller komplementære hensikt.

### 4.1 Norske studier

Privat helseforsikring og bruk av helsetjenester er et interessant forskningsområde, og det har tidligere blitt skrevet flere masteroppgaver om dette temaet. I arbeid med sin masteroppgave gjennomførte Verberg (2009) en analyse på hvorvidt det å ha privat helseforsikring påvirket bruken av helsetjenester med data fra levekårsundersøkelsen om helse i 2005. Han fant blant annet en positiv korrelasjon mellom privat forsikring og inntekt, samt at blant individene med forsikring hadde menn og lavinntektsindivider en større sannsynlighet for å oppsøke legespesialist. Tilsvarende undersøkte Urkegjerde (2010) om det fantes en sammenheng mellom de med privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester med data fra 2008. Her benyttes også levekårsundersøkelsen som grunnlag for analyse. Hun fant ingen statistisk signifikante sammenhenger mellom behandlingsforsikringen og sannsynligheten for å gå til fastlege eller legespesialist, men signifikant korrelasjon mellom kollektiv forsikring og sannsynligheten for å oppsøke fysioterapeut. Sannsynligvis kan det tenkes at individene med kollektiv forsikring som oppsøker fysioterapeut inngår i fysisk krevende yrker og har et større behov for en tjeneste som behandler skader tilknyttet muskler og ledd, slik som fysioterapeuter gjør.

Øvrebotten (2016) belyste i sin masteroppgave utbredelsen av arbeidsgiverfinansierte behandlingsforsikringer i Norge og identifiserte kjennetegn for ansatte med slike forsikringer.



Her brukes levekårsundersøkelsen fra 2008 og 2012, som gir grunnlag for sammenligning mellom årene. Oppgaven ser på hvorvidt en arbeidsgiverfinansiert helseforsikring fungerer som et ansattgode eller en helseforsikring. Øvrebotten (2016) fant at ansatte dekt av disse forsikringene typisk kan identifiseres som middelaldrende menn med høy inntekt, og at utdanning fra videregående nivå og lederstillinger øker sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert forsikring.

Denne oppgaven skiller seg fra oppgavene til Verberg (2009) og Urkegjerde (2010) ved å ta i bruk nyere data, men også ved å rette fokus mot helsetjenester som er prissensitive. Sammenlignet med oppgaven til Øvrebotten (2016) ser jeg på alle individer med private helseforsikringer, og hensikten er ikke å identifisere de som har forsikring, men hvordan forsikrede bruker ulike helsetjenester. Til min kunnskap eksisterer det ikke noen liknende forskning på norske data i dag.

Det er allerede kjent at yrkesdeltagende enkeltindivider med høyere utdanning og høye lønninger har bedre helse. I Fafø-notatet av Berge og Hyggen (2010) fremmes det argumenter knyttet til behandlingsprioritering i helsekøene. Når behandlinger på sykehus og hos spesialister er knappe goder, vil forsikrede individer som får raskere behandling, behandles på bekostning av andre individer i helsekøen. Bakgrunnen for det er at individet som har privat helseforsikring rykker fremover i køen på bakgrunn av forsikringsordningen, ikke grunnet helsen. Så lenge individer som tar i bruk forsikringen sin behandles på private sykehus vil ikke dette i praksis påvirke andre i køen. Dette argumenteres imidlertid mot ved at offentlig kapasitet kan reduseres gjennom at de private behandlingsinstitusjonene trekker til seg arbeidskraft. Konsekvensen av dette er arbeidsgivere vil ta over noe av prioriteringsrekkefølgen for hvilke lidelser og pasienter som skal behandles (Berge og Hyggen, 2010).

I tidsskriftet for Den Norske Legeforening ble det i 2007 gjennomført en undersøkelse av Seim m.fl. om hva som kjennetegner virksomheter som kjøper private helseforsikringer. Av et utvalg på 2500 virksomheter oppgir 113 at de har private behandlingforsikringer for sine ansatte. De finner at det er en positiv sammenheng mellom stor andel ansatte med høyere utdanning og kjøp av privat forsikring. Undersøkelsen finner også at næringer knyttet til hardt fysisk arbeid er overrepresentert blant de som har private helseforsikringer. Her finner de næringskategoriene jord- og skogbruk, bygge- og anleggsbransjen og finansiell

tjenesteyting og forsikring (Seim m.fl., 2007). Imidlertid viser effekten for virksomhetene innenfor næringskategorien finansiell tjenesteyting og forsikring å være ubetydelig dersom det kontrolleres for press fra ansatte til å kjøpe helseforsikring. Det kan tenkes at fysioterapi og kiropraktor er aktuelle tjenester for fysisk belastende arbeid. I tillegg er å forvente at private helseforsikringer kjøpes av individer med høyere inntekt, og derav høyere sosioøkonomisk status.

Studiet gjennomført av Seim m.fl. (2007), var en aktuell problemstilling å ta for seg, ettersom hoveddelen av de private forsikringsordningene i Norge er arbeidsgiverfinansiert. De forklarer sannsynligheten for å kjøpe forsikring i en etterspørselsmodell som varierer med bedriftenes økonomiske resultat og risikoprofil, samt ansattes forventede sykkelighet, kjønn, alder m.m. I etterspørselsmodellen vises bedriftenes økonomiske resultat og deres sannsynlighet for å kjøpe private helseforsikringer å ha positiv sammenheng. Samtidig ser man lignende forhold for sannsynligheten for kjøp av forsikring mellom andel unge ansatte og virksomhetens økende størrelse (Seim m.fl., 2007). Det finnes flere forklaringer til at en yngre arbeidsstokk øker sannsynligheten for kjøp av privat helseforsikring. For det første vil forsikringsprisene variere med alder, og ved høyere alder vil typisk prisen være høyere fordi eldre ofte har større behov for bruk av helsetjenester. En annen forklaring er at yngre antagelig går inn i mer risikable yrker, som gjør det naturlig for virksomhetene å tegne ekstra forsikringsordninger. Sist, men ikke minst, brukes slike forsikringsordninger som ansattgoder, og er dermed et virkemiddel for å kapre den beste arbeidskraften. Studiet til Seim m.fl. (2007) finner positive effekter for sistnevnte argument.

I 2017 gjennomførte Alexandersen m.fl. (2017) et studie tilsvarende Seim m.fl. (2007), men med nyere data. Det dannet et grunnlag for tidsutvikling ved å sammenligne resultatene med data innhentet i 2005 til Seim m.fl. sitt studie mot dette studiet med data fra 2015. Studiet viser at skatteordninger, som Bondevik II-regjeringen innførte, ikke nødvendigvis er en betingelse for vekst for markedet, og at alle næringer har hatt vekst i kjøp av private helseforsikringer (Alexandersen m.fl., 2017). I tillegg fant de en negativ korrelasjon mellom sannsynligheten for kjøp, andel ansatte over 55 år og kvinner, der sistnevnte funn er en motsetning til Seim m.fl. (2007). I artikkelen argumenteres det for at kvinner typisk jobber i offentlig sektor hvor det eksisterer lite av private helseforsikringer, samt at forsikringsselskaper potensielt selekterer ut bedrifter med høy andel kvinnelig

ansatte med bakgrunn i høyere forbruk helsetjenester. Resultatene fra undersøkelsen bekrefter at sannsynligheten for å ha privat helseforsikring øker med oppfatningen om at forsikringsordningen er en effektiv rekrutteringsstrategi.

Med bakgrunn i køkostnaden det offentlige helsesystemet medbringer, har Aarbu (2010) gjennomført en undersøkelse for å se hvordan kø og ventetid, i kombinasjon med andre sosioøkonomiske karakteristikk, påvirker etterspørselen etter private helseforsikringer. I sitt studie finner han blant annet viktigheten av inntekt som forklaringsvariabel på etterspørselen. Noe som er korresponderende med andre studier, både norske og internasjonale. Tilknyttet næringslivet finner han at individer som driver selvstendig uttrykker et høyere insentiv for kjøp av forsikring sammenlignet med bedriftsansatte. Det er naturlige forklaringer til dette funnet. I Norge har virksomheter standard ansattfordeler som mange selvstendig næringsdrivende ikke besitter. En ansatt i norske bedrifter vil bli fullt kompensert fra første sykedag, mens selvstendig næringsdrivende har flere kostnader til sykefravær, kostnadmessig og kundemessig (NAV, 2022b,a).

Ventetid i det offentlige systemet er en faktor for å gå inn i det private markedet. Aarbu (2010) finner at de offentlige køene har en signifikant effekt på etterspørselen etter privat helseforsikring, samtidig som effekten trolig er forskjellig for individuelle og kollektive avtaler.

## 4.2 Internasjonale studier

Besley m.fl. (1999) gjennomførte et studie der de viste at lenger ventelister i det offentlige helsevesnet var assosiert med større innkjøp av private helseforsikringer. Det argumenteres for et godt, rettferdig og effektivt offentlig tilbud, men at alt har en kostnad, og i det offentlige trer denne kostnaden inn som ventetid via helsekø. Gitt denne kostnaden er det da slik at noen individer anser det som lønnsomt å betale for ulike helsetjenester for å få rette behandlingskrav. Typisk for disse individene er kjøp av private forsikringsordninger for å lette kostnadene av disse helsetjenestene. Besley m.fl. (1999) påpeker at det er individer uten behov for øyeblikkelig hjelp som ofte settes på ventelister på forhånd av time hos spesialist eller behandling, og at dette i henhold til økonomisk teori understreker at kjøp av private behandlingsforsikringer er sensitive til køkostnaden med tanke på at individene kan sikre seg umiddelbar tilgang til nødvendig behandling.

Studiet undersøker etterspørselen etter private helseforsikringer ved bruk av britisk data (Britisk Social Attitudes, BSA), som en nasjonal representativ undersøkelse av omkring 3 000 individer (Besley m.fl., 1999). Analysens hovedfunn er at ventelister påvirker etterspørselen til private behandlingsforsikringer, og at den individuelle kjøper kan karakteriseres som en relativt velstående, middelaldrende og konservativ politisk tilhenger. Det britiske systemet er i hovedsak gratis, slik at ventetid gjennom helsekø tjener som en rasjoneringsmekanisme for å forhindre unødig bruk av helsetjenestene. Med baggrunn av det vektlegger analysen at individene står ovenfor et valg om å unngå økostnaden ved å ta i bruk private tjenester gjennom private helseforsikringer (Besley m.fl., 1999).

En artikkel av Costa og Garcia (2003) undersøker effekten av faktorer for etterspørsel etter privat helseforsikring på sannsynligheten for å kjøpe forsikringen. Her nevner de kvalitet på privat og offentlig helsetjeneste, inntekt og forsikringspremie som komponenter som påvirker etterspørselen. Forfatterne påpeker at det kan oppstå et kvalitetsgap som konsekvens av ensartethet i tjenestene og barrierene for å ta bruk ulike tjenester, deriblant kø og ventetid. Barrierene kan også skape misnøye i helsevesenets kvalitet, da spesifikt de offentlige tjenestene siden de i større omfang preges av ventetid. Studiet bruker data fra en spørreundersøkelse gjennomført i 1999 for et forskningsprogram på helseforsikring i Catalonia (Costa og Garcia, 2003). Det spanske helsevesenet har i likhet med både Norge og England et så godt som gratis offentlig tilbud, slik at individer med privat behandlingsforsikring er dobbeltdekket ved eventuell sykdom eller skade. Costa og Garcia (2003) argumenterer for at lavere oppfattet kvalitet på de offentlige tjenestene bidrar til økt etterspørsel etter private forsikringsordninger, og at langsiktige ventelister har vist å øke sannsynligheten for kjøp av helseforsikring, som igjen bidrar til synet på de offentlige tjenestenes kvalitet (Costa og Garcia, 2003). Ifølge økonomisk teori knyttes hypotesen deres til avveiningen mellom usikker nytteøkning av høyere kvalitet på tjenestene ved sykdom og unyttigheten av tapt inntekt som følge av betalt forsikringspremie (Costa og Garcia, 2003).

I 2012 gjennomførte Astrid Kiil en litteraturgjennomgang av tidligere empiriske studier på hva som karakteriserer private forsikrede individer i universale helsesystemer. I tillegg til dette ble bevisene knyttet opp mot teoretiske prediksjoner for å se hvordan empiri og

teori korresponderer. Kiil (2012b) finner i sin gjennomgang at sosioøkonomiske egenskaper er viktige faktorer for forsikringsdekning. Dette samsvarer med teorien som sier at sannsynligheten for å ha privat helseforsikring øker med inntekt. I tillegg kan en positiv assosiasjon mellom helsnivå og privat forsikring tilskrives risikovurderinger eller krav til kvalitet gjennomført av forsikringsselskapene (Kiil, 2012b).

Kiil (2012b) påpeker at teoretiske bidrag om modellering av, spesielt, dupliserbare private forsikringsordninger understreker hvor viktig den relative kvaliteten i tjenestene er i både offentlig og privat helsesektor. I slike settinger måles kvaliteten typisk i form av ventetid for behandling. Dersom man antar kvalitet av helsetjenester som et normalgode, er inntekt vist å være grunnlag for seleksjon inn i forsikringene fordi det universale systemet har en visse begrensninger i tilgjengelighet. I artikkelen finner Kiil (2012b) at faktorene som avgjør om man har privat helseforsikring eller ikke varierer på tvers av land, i hovedsak med bakgrunn i ulike institusjonelle reguleringer. Litteraturgjennomgangen ser på empiriske studier av individuelt kjøpte forsikringer i universale helsesystemer, og det er kun inkludert studier basert på data fra utviklede land for å sikre en viss grad heterogenitet.

Artikkelen viser til at inntekt og utdanning generelt er funnet å ha positiv assosiasjon med kjøp av private forsikringer. Sett i lys av teorien til Grossman (1972), ser man korrespondanse mellom teori og empiri. Grossman-modellen sier at mer velstående individer, altså individer med høyere inntekt og utdanningsnivå, er bedre i produksjonen av helse. Privat helseforsikring kan ses på som et virkemiddel for raskere tilgang til helsetjenester og behandling, slik at den positive assosiasjonen mellom inntekt, utdanning og privat forsikring kan tyde på, i likhet med teorien, at inntekt og utdanning bidrar til effektivitet i helseproduksjon. Effekten av kjønn er varierende, da noen studier finner kvinner som mer sannsynlig til å ha privat helseforsikring, mens andre finner liten eller ingen assosiasjon mellom forsikringsstatus og kjønn (Kiil, 2012b). Dersom det skilles mellom individuelle og kollektive forsikringsavtaler viser artikkelen til resultater som kan indikere at individuelle forsikringer er mer utbredt blant kvinner, og kollektive blant menn. En mulig forklaring er at menn ofte jobber i mer risikofylte yrker og derfor dekkes av forsikring gjennom arbeidsgivere, og at kvinner er funnet å være mer risikoaverse enn menn, samtidig har et høyere forbruk helsetjenester og derfor velger å kjøpe individuelle private forsikringer. Sistnevnte forklaring kan være en bidragsyter til ugunstig utvalg for

forsikringselskaper.

Flere studier gjennomgått i artikkelen vurderer egenrapportert helse mot private forsikringer, og viser til et positivt forhold. Individene med god egenrapportert helse er altså mer sannsynlig til å ha privat helseforsikring. Potensielt har den positive assosiasjonen bakgrunn i kvalitetskrav satt av forsikringselskapet, slik at de har klart å forhindre ugunstig utvalg ved å selektere vekk individene med dårlig helse som medbringer større kostnader for selskapet. En annen forklaring er at egenrapportert helse virker på etterspørselen etter helseforsikring via ventetid. Med andre ord kan bekymring for redusert helsetilstand føre til økt etterspørsel etter forsikring fordi individene er redd for ventetiden dersom behovet for behandling plutselig skulle forekomme (Kiil, 2012b). Dette argumentet underbygges i studiet til Besley m.fl. (1999) som fant at ventetid har positiv assosiasjon med anskaffelse av privat forsikring. Pris er også en naturlig forklaring på hvorfor individene med god egenvurdert helse er mer sannsynlig til å ha privat behandlingsforsikring. Ut ifra teorien til Rothschild og Stiglitz (1976) vil individer med lavere risiko for skade, eksempelvis god helse, tilbys kontrakter med rimeligere premier fordi de ikke pålegger forsikringselskapene like store kostnader.

Majoriteten av studiene som undersøker hva som påvirker etterspørselen etter private behandlingsforsikringer finner inntekt og utdanning som viktige faktorer. Dette danner grunnlag for argumentet om at private forsikringsordninger genererer horisontal ulikhet i tilgangen på tjenester. Individer med likt behov for behandling vil skilles i tilgangen ved at noen har private forsikringer og andre dekkes av universalordningen.

I tillegg til denne litteraturgjennomgangen har Kiil (2012a) gjennomført et studie på dansk data for å se om arbeidsgiverfinansiert helseforsikring øker bruken av helsetjenester. Studiet tar for seg tjenestene fysioterapi, kiropraktor, psykologisk rådgivning, spesialistbehandling, poliklinisk behandling og sykehusinnleggelse. Begrunnelsen for å studere disse tjenestene er fordi det er hovedfordelene som dekkes av de danske arbeidsgiverfinansierte helseforsikringene. Fra økonomisk teori vet vi at private behandlingsforsikringer kan føre til moralsk hasard i bruken av priselastiske helsetjenester ved å senke prisen individene står ovenfor ved brukstidspunktet, som dermed føre til økt nytte (Kiil, 2012a). I tillegg til dette kan forsikringsordningene bidra til økt bruk av disse tjenestene ved å redusere risiko under finansiell sikkerhet. Studiet er derfor svært relevant i besvarelsen av oppgavens

problemstilling om privat helseforsikring øker bruke av priselastiske tjenester.

Kiil (2012a) finner at individer som har forsikringsdekning via arbeidsplassen har signifikant større sannsynlighet for å bruke fysioterapi eller kiropraktor enn de individene som bruker det offentlige systemet. Samtidig viser poliklinisk behandling å være mindre brukt blant de med arbeidsgiverfinansiert forsikring. Resterende bruk av helsetjenester vises ikke å ha signifikante ulikheter med bakgrunn i forsikringsstatus. Videre vises sektor å være en viktig forklaringsvariabel ettersom privat sektor øker sannsynligheten for å ha forsikring og for bruk av helsetjenestene.

## 5 Metode

I følgende kapittel presenteres den økonometriske metoden som brukes i de empiriske analysene i kapittel 7. Gjennomgang av metoden bygger på teori fra Verbeek (2017).

For å svare på problemstillingen og analysere sammenhengen mellom bruk av helsetjenester, privat behandlingsforsikring og andre ulike forklaringsvariabler, tas det i bruk en diskret modell. Diskrete modeller tar for seg variabler av binære valg, altså at det er en begrensning i verdi. I analysen vil avhengig variabel være et spørsmål der intervjudeltagerne svarer ”ja” eller ”nei”. Problemstillingen tar utgangspunkt i om individene har brukt visse helsetjenester eller ikke, et såkalt binært valg. En avhengig variabel,  $y_i$ , vil innta verdi 1 dersom individet har besøk eksempelvis fysioterapeut, og 0 hvis ikke.

$$y = \begin{cases} 0 & \text{har ikke besøkt fysioterapeut siste 12 måneder} \\ 1 & \text{har besøkt fysioterapeut siste 12 måneder} \end{cases}$$

Det foretrekkes å ta i bruk ikke-lineære sannsynlighetsmodeller i tilfellet der man har binære valg. Årsaken til dette er at en lineær sannsynlighetsmodell kan risikere feil prediksjoner ved at sannsynligheten faller utenfor intervallet  $[0,1]$  (Angrist og Pischke, 2009). Det finnes flere ikke-lineære sannsynlighetsmodeller, men ofte brukes logit- eller probit-modeller. Forskjellene mellom disse modellene er marginale, og begge brukes om hverandre i empirisk forskning.

Til tross for hyppig bruk av ikke-lineære sannsynlighetsmodellene i empirisk sammenheng, er det flere som argumenterer for at lineære modeller fungerer godt, selv med sine svakheter. Wooldridge (2002) uttrykker blant annet at en lineær sannsynlighetsmodell ofte gir gode estimater. Han argumenterer for bruk av modellen dersom formålet er å estimere marginal effekt av  $x$  på respons sannsynligheten. Problematikken med predikerte verdier utenfor  $[0, 1]$  har potensielt liten betydning (Wooldridge, 2002). Argument støttes av Angrist og Pischke (2009) som påpeker at det ser ut til å være en ganske robust sannhet i dette, empirisk sett. Et annet argument er at ikke-lineære sannsynlighetsmodeller er mer komplisert i beregningen av marginaleffekter, ettersom modellene ikke kan tolkes direkte slik den lineære modellen kan.



Med all argumentasjon tatt i betraktning velger jeg likevel å ta i bruk en logistisk modell. Selv om Wooldridge (2002); Angrist og Pischke (2009) argumenterer godt, ønsker jeg å sikre sannsynligheter innenfor intervallet. I tillegg vil jeg ikke påvirkes av en mer komplisert utregning av marginaleffekter til tolkning, takket være godt etablerte analyseverktøy.

Metoden benyttes til å besvare følgende hypotese: *individer som har tilgang til eller besitter privat behandlingsforsikring forventes å ha større forbruk av prissensitive helsetjenester.*

## 5.1 Logit-modell for binær respons

Logit-modellen garanterer at sannsynlighet innenfor intervaller  $[0,1]$ , som følge av en kumulativ sannsynlighetsfordeling til en stokastisk variabel  $z$  og en S-formet fordelingsfunksjon.

$$F(z) = \int_{-\infty}^z f(u)du \quad (5.1)$$

$f(z)$  er sannsynlighetstettheten, som er nødt til å være slik sannsynlighetsfordelingen,  $F(z)$ , er større enn 0 og mindre enn 1, altså  $0 \leq F(z) \leq 1$ . Det kommer av definisjonen at  $f(z) = F'(z)$ . Sannsynlighetstettheten er altså gitt ved å derivere den kumulative sannsynlighetsfordelingen. Vi har  $z$  som  $z = \alpha + \beta x$ . Logit-modellen vil spesifisere sannsynlighetsmodellen F:

$$Pr(y = 1 | x) = F(z) \quad (5.2)$$

$P(y = 1)$  antas å være en funksjon av antallet variabler som påvirker modellen, eksempelvis kjønn, utdanning, inntekt, helsetilstand osv.

I logit antas det at F er logistisk fordelt, som vil si at fordelingen har en eksakt form. Det gir:

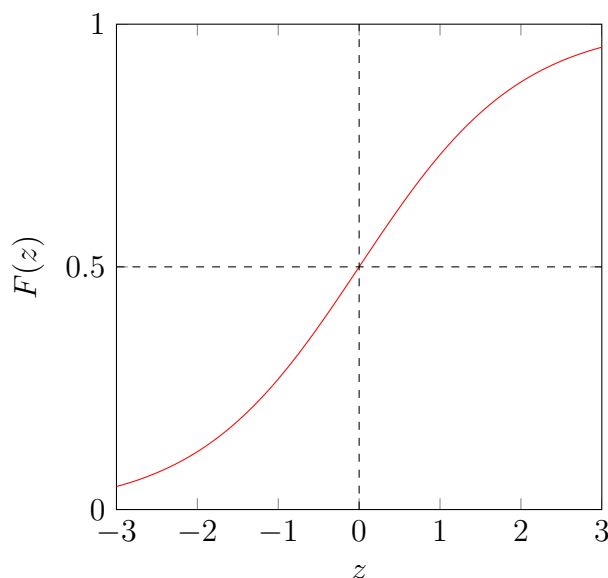
$$Pr(y = 1 | x) = F(z) = \frac{e^z}{1 + e^z} \quad (5.3)$$

Ligningen sikrer at verdiene er innenfor  $[0, 1]$ . Dette vises i figur 5.1, som illustrerer at  $F(z)$  aldri vil bli mindre enn 0 eller større enn 1. Sannsynlighetstettheten er som nevnt gitt ved den deriverte av  $F(z)$ , slik at:

$$\frac{dF(z)}{dz} = \frac{e^z}{(1 + e^z)^2} \quad (5.4)$$

For utregning av uttrykket, se appendiks A1.2.

**Figur 5.1:** Illustrasjon av modellens S-formede kumulative fordelingsfunksjon



I figur 5.1 illustrerer den symmetriske fordelingen til logit-modellen, der det kan sees at sannsynlighetene holder seg innenfor intervallet  $[0, 1]$ . I tilknytning ligning (5.3) vises dette eksempelvis ved at når  $z \rightarrow \infty$  vil  $F(z) \rightarrow 1$ .

### 5.1.1 Estimering

Ved estimering med lineære sannsynlighetsmodeller vil man kunne analysere med minstekvadrats-metode (MKM), men for ikke-lineære modeller vil ikke dette være mulig. I stedet tar man i en binær respons modell bruk maximum likelihood estimering (MLE). I metoden vil heteroskedastisitet i variansen til  $y$  betinget på  $x$  automatisk bli gjort rede for fordi metoden er basert på fordeling av  $y$  gitt  $x$  (Wooldridge, 2014).

I logit-modellen kan koeffisientene estimeres med MLE, der estimatoren er konsistent og normalfordelt ved store utvalg (Stock og Watson, 2015). Sannsynligheten av observasjon  $i$  med kan være enten 0 eller 1. Ved et tilfeldig trukket utvalg, vil observasjonene være uavhengige og sannsynlighetene gis av  $p$  og  $(1 - p)$ . Med bakgrunn i uavhengigheten mellom individene, altså at individets sannsynlighet ikke påvirker en annens sannsynlighet, kan samlet sannsynlighetsfordeling gis som følgende:

$$L(p|y) = \prod_{i=1}^N p^{y_i} (1 - p)^{1 - y_i} \quad (5.5)$$

Funksjonen refereres til som *likelihood* funksjonen. Maximum likelihood estimering for  $p$  innebærer at man velger en verdi for  $p$  slik at likning (5.5) maksimeres. Av begrensingsformål er det vanlig å ta i bruk logaritmen av ligningen, som gir loglikelihood funksjonen:

$$\log L(p|y) = N_1 \log(p) + (N - N_1) \log(1 - p) \quad (5.6)$$

Ved maksimere loglikelihood funksjonen får vi førsteordensvilkåret:

$$\frac{d \log L(p)}{dp} = \frac{N_1}{p} - \frac{N - N_1}{1 - p} = 0 \quad (5.7)$$

som, ved å løse for  $p$  gir maximum likelihood estimatoren  $\hat{p} = N_1/N$ .

Intuisjonen bak maximum likelihood prinsippet er at fra antatt fordeling av data bestemmes sannsynligheten for å observere utvalget som tilfeldigvis observeres som en funksjon av ukjente parametere som karakteriserer fordelingen. Så velges maximum likelihood estimatoren de verdiene som for de ukjente parameterne gir høyest sannsynlighet. Metodens nytte er mer generell, da det kan vises at maximum likelihood estimatoren er generelt konsistent med sanne underliggende parametere (Verbeek, 2017).

**Pseudo- $R^2$ :** er et føyningsmål på modellens tilpasning ved hjelp av likelihood funksjonen. MLE vil maksimere likelihood funksjonen, slik at å legge til en ny variabel i logit-modellen vil øke verdien på den maksimerte sannsynligheten. Pseudo- $R^2$  måler altså kvaliteten på tilpasningen til en logit-modell ved å sammenligne verdiene for maximum likelihood funksjon med alle forklaringsvariablene mot verdien av sannsynligheten uten noen variabler (Verbeek, 2017).

### 5.1.2 Marginaleffekter og oddsrater

Koeffisientene ved en logit-analyse kan ikke tolkes direkte, men kan gjøres om til marginaleffekter (ME) eller oddsrater. I mange studier foretrekkes det å bruke marginaleffekter fordi oddsater fort kan mistolkes. Marginaleffekter er helningen til  $F(z)$ , og derfor definert som partiellderivert av sannsynligheten for at  $y_i = 1$ .

$$\frac{\partial \Pr(y = 1 | x)}{\partial x} = \frac{dF(z)}{dz} \cdot \frac{\partial z}{\partial x} = \frac{e^z}{(1 + e^z)^2} \cdot \beta \quad (5.8)$$

Dersom det er fler forklaringsvariabler i modellen vil  $z = \alpha + x'\beta$ .

Empirisk vil marginaleffektene typisk beregnes for den gjennomsnittlige observasjonen, slik at  $x_i$  erstattes med utvalgsgjennomsnittet. Ved gjennomføring av en logistisk regresjon vil fortegnet på effekt av en endring i  $x$  korrespondere med fortegnet til beta-koeffisienten.

Logit er ofte en ønsket modell fordi marginaleffektene kan regnes ut og tolkes direkte som sannsynlighet. Marginaleffektene vil variere med verdien på  $x$ .

## 5.2 Minste-kvadrats-metode

For å analysere besøksfrekvensen hos helsetjenestene tas det i bruk MKM. I økonometriske analyser er denne metoden helst ønskelig å ta i bruk, fordi den gir de mest presise estimatene gitt at antagelsene oppfylles. Antagelsene omhandler feilleddets fordeling og forhold til forklaringsvariablene. Gitt følgende lineære regresjonsmodell:

$$y_i = x_i'\beta + \varepsilon_i \quad (5.9)$$

vil metoden anta at feilleddets forventningsverdi er lik 0. Den første forutsetningen betyr altså at regresjonslinjen i gjennomsnitt, er korrekt. Det antas så at  $\varepsilon_i$  og  $x_i$  er uavhengige, som betyr også de ikke korrelerer. Metodens tredje antagelse er homoskedastisk varians, som innebærer at alle feilledd har lik varians. Til slutt forutsetter metoden null varians mellom feilleddene, og vil ekskludere autokorrelasjon (Verbeek, 2017).

Sammenlagt tilsier antagelse 1, 3 og 4 at modellens feilledd har forventningsverdi lik null og konstant varians. Samtidig vil de to første forutsetningene gjøre at den lineære modellen kan tolkes som betinget forventning av  $y_i$  gitt  $x_i$ . Under alle antagelsene vil MKM-estimatoren  $b$  være den **beste lineære forventningsrette estimatoren** for  $\beta$ , i (5.9) (Verbeek, 2017).

Ved bruk av MKM kan det forekomme problemer med heteroskedastisitet, men med robuste standardfeil tas dette høyde for.

## 6 Presentasjon av data

Problemstillingen i denne oppgaven besvares ved hjelp av et datasett hentet fra Statistisk sentralbyrå (SSB) sin Samordnet levekårsundersøkelse om helse, omsorg og sosial kontakt 2012. Lavekårsundersøkelsen er temaroterende der helse, omsorg og sosial kontakt er temaet hvert tredje år. Undersøkelsen er et tverrsnittstudie med formål å følge den norske befolkningens helsetilstand (Amdam og Vrålstad, 2012).

Dataen er tilrettelagt og stilt til disposisjon i anonymisert form av Sikt (tidligere NSD). Verken SSB eller Sikt er ansvarlig for analysen av dataene eller de tolkningne som er gjort.

### 6.1 Utvalg

Under gjennomførelsen av levekårsundersøkelsen for helse, omsorg og sosial kontakt 2012 trekkes det et representativt utvalg individer i alderen 16 år og eldre. Det ble trukket 10000 individer innenfor alderskravet, der deltakerne var av representativ fordeling etter kjønn, alder og landsdel. Deretter forekom det noe frafall grunnet dødsfall eller bosetting i insitutsjoner og utland. Av intervjurundens bruttoutvalg responderer kun 5660 individer, som videre får tilsendt et selvutfyllingsskjema. Her vil det igjen forekomme frafall da ikke alle respondentene fra første runde svarer på skjemaet. (Amdam og Vrålstad, 2012).

**Tabell 6.1:** Nøkkeltall for levekårsundersøkelsen 2012

<b>Intervjuundersøkelse</b>	
Bruttoutvalg	9 771
Frafall	4 111
Nettoutvalg	5 660
Svarandel	58%
<b>Selvutfyllingsskjema</b>	
Nettoutvalg	5 660
Frafall	1 627
Nettoutvalg (personer som har besvart skjema)	4 033
Andel besvart postalt	2 842
Andel besvart på web	1 191
Svarandel postalt	50%
Svarandel web	21%

Kilde: Amdam og Vrålstad (2012)

### 6.1.1 Bearbeidet utvalg

I undersøkelsens intervjurunde utgjør nettoutvalget 5660 individer. Dette er utgangspunktet i utvalget mitt, men det forekommer noe bearbeiding. Det første steget i bearbeidelsen er å droppe alle observasjonene som mangler for de variablene som er av analysens interesse, eksempelvis lønn, inntekt og bruk av ulike tjenester, dette for å jevne ut utvalget. Her slettes 1922 observasjoner. Med bakgrunn i spørreundersøkelsens valgmuligheter velger jeg å droppe kategoriene der deltagerene har svart "vet ikke" eller "vil ikke svare". Observasjonene i disse kategoriene er av minimal størrelse og vil dermed ikke ha stor effekt på analysens resultat. I tillegg vil jeg droppe kategoriene til de variablene jeg er interessert i som ikke har noen observasjoner, altså de tomme kategoriene. I bearbeidelsens andre steg droppes 89 observasjoner, og utvalget ender på 3649. Gitt at 4033 individer har gjennomført hele spørreundersøkelsen, se tabell 6.1, er ikke reduksjonen i utvalget av betydelig størrelse.

**Tabell 6.2:** Bearbeiding av utvalg

<b>Bruttoutvalg</b>		<b>5 660</b>
Drop manglende verdier		
	Individets boligstrøk	105
	Samlet inntekt	3
	Yrkeskategori	1 811
	Vært hos psykolog siste 12 måneder	3
Dropper tomme kategorier og svarene "vet ikke"/"vil ikke svare"		
	Har privat helseforsikring	87
	Vært hos psykolog siste 12 måneder	2
<b>Nettoutvalg</b>		<b>3 649</b>

Tabellen gir en illustrasjon på hvordan utvalget bearbeides. Alle relevante variabler har gjennomgått tilsvarende fremgangsmåte, men det er kun de variablene i tabellen som har mistet observasjoner.

### 6.1.2 Variabelbeskrivelse

Her vil analysens variabler presenteres. De aktuelle variablene deles inn i ulike grupper med bakgrunn i hvilken kategori de tilhører.

### **Forsikringsvariabler**

En dummyvariabel hvorvidt individet har privat helseforsikring eller ikke. I mer detaljert analyse kan det være hensiktsmessig å dele variabelen opp i to variabler, altså om forsikringen er individuell eller kollektiv, ettersom deltagerne blir spurt om forsikringen betales av arbeidsgiver eller ikke. Dersom individene svarer ja indikerer det en kollektiv avtale, resterende respons indikerer individuelle avtaler. Denne inndelingen utgår i denne oppgaven fordi jeg er interessert i alle individer med privat helseforsikring, uavhengig av kollektiv eller individuell avtale. Hvorvidt respondentene har privat helseforsikring eller ikke tas i bruk i videre analyse, for å se om forsikringen har en effekt på bruken av de helsetjenestene som studeres. Følgelig tar variabelen verdi 1 dersom individet har helseforsikring, og 0 ellers.

### **Demografiske variabler**

Både alder og kjønn er demografiske variabler og antas å ha påvirkning på hvorvidt deltagerne har privat helseforsikring eller ikke. Kjønn kodes om til en dummyvariabel der mann tar verdien 1 og kvinne verdien 0, noe som gjør kvinne til referansekategorien.

Alder er en interessant variabel i dette tilfellet. Datasettet byr på mye informasjon rundt deltagernes alder, deriblant en variabel for alderskull, altså alderen ved årsskifte hentet fra register. I min analyse er den mest interessant med tanke på den kommende deskriptive statistikken. Samtidig er det ulike aldersgrupper som deltagerne faller inn under, der det gjøres det noen justeringer, herunder at alle over 66 år får en egen kategori. Lager så aldersdummyer med med følgende grupperinger: 16-24 år, 25-44 år, 45-66 år og eldre enn 66 år. Variabelen for hvorvidt individene er mellom 45-66 år fungerer som referansekategori. Årsaken til at det inkluderes aldersdummyer i analysen er for å fange opp potensiell avtakende eller økende effekt av alder.

En interessant variabel å inkludere er individenes sivile status, for å se om det påvirker sannsynligheten for å ha privat helseforsikring, samt hvordan individer som er i parforhold versus ugift bruker de aktuelle helsetjenestene. Variabelen for individets sivile status er en dummy der 1 betyr at individet er i et fast parforhold, enten gift eller samboende, og 0 betyr at individet er ugift, altså ikke i et fast forhold. Sistnevnte er analysens basiskategori.

Datasettet tilbyr en rekke variabler som sier noe om individenes bosetting. Her er det av

størst interesse å se hvorvidt respondentene er bosatt i urbane eller rurale strøk. Dataen gir tilgang til en variabel som henviser til individenes boligstrøk. Amdam og Vrålstad (2012) definerer tettbygde strøk som ”et område med minst 200 bosatte der avstanden mellom husene som hovedregel ikke overstiger 50 meter”. Det er relevant å inkludere en slik variabel fordi individer som bor tettbygde strøk typisk vil ha større tilgang til ulike tjenester. Med dette til grunn genereres det en variabel for spredtbygde strøk, som her består av individer som bor i områder der det er under 200 innbyggere, i tillegg til en liten tettbygd, altså bygd med under 2 000 personer. Det dannes så en variabel for tettbygd av mellomstor størrelse, der antall bosatte personer varierer fra 2 000 opp til 100 000. Til slutt genereres det en variabel for tettbygd av større størrelse, der det bor 100 000 personer eller fler. Hvorvidt individene bor i mellomstort tettsted eller ikke vil fungere som referansekategori.

### Sosioøkonomiske variabler

I analysen inkluderes sosioøkonomiske variabler som inntekt, utdanning og yrkesområde. Datasettet inneholder informasjon om individenes samlede inntekt. Variabelen er kontinuerlig, slik at det ut i fra denne variabelen dannes det ulike grupperinger. Samlet inntekt omfatter alt fra individenes yrkesinntekt til skattepliktige og skattefrie overføringer mottatt i løpet av året (Statistisk Sentralbyrå). Det genereres fire ulike inntektskvartiler fra de med lavest til høyest inntekt. Første inntektskvartil omfatter alle individer som tjener mindre eller lik 430 000 kroner, andre kvartil inkluderer alle med inntekt mellom 430 000 og 860 000 kroner, tilsvarende ligger tredje kvartil på mellom 860 000 og 1 290 000 kroner, og sist inneholder fjerde inntektskvartil alle individer med inntekt over 1 290 000 kroner. Andre inntektskvartil vil fungere som basiskategori, da flertallet av utvalget befinner seg innenfor denne inntektsgruppen. Bakgrunnen for inndelingen i kvartiler er at jeg er interessert i å se hvilken inntektsgruppe individene faller innenfor i alle kommende analyser. Fordelingen gir et grunnlag for vurdering av dataens inntektsspredning.

I kategorien for utdanning er det generert ulike variabler for forskjellige utdanningsnivå. Utdanningsnivåene er hentet fra register, og inndelingen følger norsk standard utdanningsgrupperinger (Amdam og Vrålstad, 2012). Dataen består av 10 kategorier, men for å forenkle analysen vil kategoriene slås sammen til 5 grupper. Grupperingen er gjort slik at det lages en variabel for respondentenes ulike nivåer utdanning, og i forklaringen



av dette settes datasettets kategori i parentes. Grunnskolevariabelen (1 og 2) omfatter barne- og ungdomsskoleutdanning, som er den obligatoriske utdanningen fra 1.trinn til og med høyere enn 8-trinn. Høyere utdanning på lavt nivå (7) betyr at deltageren har enkeltfag eller grad fra høyskole eller universitet med fire års varighet eller mindre. Det betyr at høyere utdanning på høyt nivå (8 og 9) inkluderer deltagere med mer enn fire års varighet, samtidig som det i denne gruppen inkluderes forskerutdanning. Til slutt lages det en variabel for de individene som mangler eller ikke oppgir utdanning (1 og 10). Variabelen for videregående skole (4, 5 og 6) vil her være referansekategori.

Individenes økonomiske status defineres av variabelen *selvdefinert økonomisk status*. Variabelen gir en oversikt om individet er yrkesaktiv enten fulltid eller deltid, om de er arbeidsledig, uføre, pensjonister eller annet. Variabelen vil kunne gi en indikasjon om det er forskjeller i økonomisk status og bruk av helsetjenester, samt vise hvem som er mest sannsynlig å ha privat behandlingsforsikring. Før noe er avklart kan det forventes at individene som er i fulltidsarbeid, er mer sannsynlig å ha en slik forsikringsordning. Det er i hovedsak to forklaringer til dette. Som nevnt innledningsvis viser markedsoversikten over antall forsikrede at 90% av private behandlingsforsikringer er kollektive, altså finansiert av arbeidsgiver, slik at yrkesaktive antas å være mer sannsynlig til å være dekt av en slik forsikring. For det andre kan man forvente at individer med høyere inntekt også er mer sannsynlig å ha privat forsikring. Variabelen som selvdefinert økonomisk status kategoriseres for å illustrere yrkesaktivitet. Det vil si at hvorvidt individene er i arbeid fulltid eller deltid deles opp i to dummyer, samtidig samles resterende kategorier i variabelen *Ikke yrkesaktiv*.

Individens yrke er tidligere vist å ha en effekt på sannsynligheten for kjøp av helseforsikring, og derfor svært relevant for analysen. Inndeling av yrkesfelt foregår etter standard yrkesklassifisering, men er fordelt veldig grovt. Bakgrunnen for en grov inndeling er fordi det er av størst interesse å se hvorvidt fysisk krevende yrker skiller seg fra kontorrelaterte jobber. Hadde jeg kun studert arbeidsgiverfinansiert privat behandlingsforsikring ville det vært mer aktuelt å dele opp yrkesområdene i mer detaljerte kategorier. Derfor inkluderer variabelen *fysisk relaterende yrkesområde* yrker som bønder, fiske, håndverk, prosess- og maskinoperatører og renholdere. Det innebærer at variabelen *kontorrelatert yrkesområde* omfatter ledere, akademikere, kontoryrker, samt salg og service. Siste yrkesrelaterte variabel

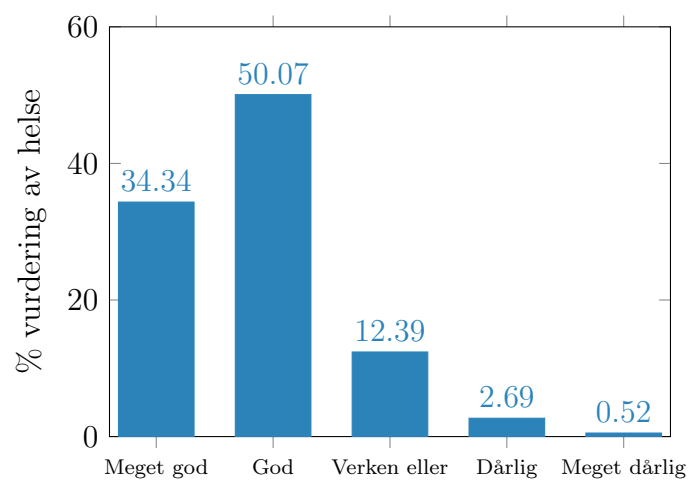
består av yrker innenfor militært arbeid og uoppgitte yrkesfelt. Variabelen *kontor* fungerer som basiskategori i analysen.

### Helserelaterte variabler

En variabel spesielt relevant for analysen er respondentens egenvurdert helsetilstand. Variabelen for egenvurdert helse deles inn i deltagerens vurdering på om helsen er meget god, god, verken god eller dårlig, dårlig eller meget dårlig.

Figur 6.1 viser utvalgets fordeling av egenvurdert helse, oppgitt i prosent.

**Figur 6.1:** Egenvurdert helse



Under bearbeiding er disse vurderingene kategorisert i to ulike variabler med bakgrunn i opprinnelig fordeling. Det dannes en variabel for god egenvurdert helse og en for dårlig egenvurdert helse. God egenvurdert helse består av svarene ”meget god” eller ”god”, mens variabelen for dårlig egenvurdert helse inkluderer ”verken god eller dårlig”, ”dårlig” og ”meget dårlig”. Bakgrunnen for at ”verken god eller dårlig” inkluderes i variabelen for dårlig helse er fordi majoriteten av individene vurderer helsen sin god. Det betyr at vurderingen vil spille en større rolle i variabelen for dårlig helse, enn den for god helse. Kategoriseringen i to variabler forenkler videre analyse.

Det er også i oppgavens interesse å se hvordan individene bruker ulike tjenester. Datasettet tilbyr en rekke variabler for bruk av helsetjenester, og de av størst interesse er her tjenester innenfor fysioterapi og psykolog. I forbindelse med disse variablene blir deltagerne ved gjennomføring av spørreundersøkelsen spurt om de har besøkt eksempelvis fysioterapeut de siste 12 månedene. For hver enkelt tjeneste genereres det dummyvariabler for om

individet har tatt i bruk tjenesten, altså besøkt eller ikke, med henholdsvis verdi 1 eller 0.

Behandlingsforløpet ved bruk av disse tjenestene vil også være tilgjengelig i datasettet. Disse variablene kan tas i bruk for å undersøke om forsikrede individer har et lenger behandlingsforløp enn individer uten forsikring, tatt i betraktning at det er priselastiske tjenester som studeres. Sammenlignet med variabelen for bruk av helsetjenester, er dette en kontinuerlig variabel som beskriver antall ganger individet har brukt tjenesten. Variabelen for bruk er binær i den forstand at de har brukt tjenesten, eller ikke.

### 6.1.3 Deskriptiv statistikk

I tabell 6.3 presenteres den deskriptive statistikken av utvalget. Tabellen viser at over halvparten av utvalget består av menn, samt at 70% av individene er i et fast parforhold.

**Tabell 6.3:** Deskriptiv statistikk for utvalget

Variabler	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Kjønn	3 649	0.529	0.50	0	1
Fast parforhold	3 649	0.700	0.46	0	1
Alder	3 649	43.5	13.83	16	83
16-24 år	3 649	0.109	0.31	0	1
25-44 år	3 649	0.402	0.49	0	1
45-66 år	3 649	0.458	0.50	0	1
Eldre enn 66 år	3 649	0.031	0.17	0	1
Grunnskole	3 649	0.160	0.37	0	1
Videregående skole	3 649	0.403	0.49	0	1
Høyere utdanning, lavt nivå	3 649	0.298	0.46	0	1
Høyere utdanning, høyt nivå	3 649	0.118	0.32	0	1
Utdanning mangler/ikke oppgitt	3 649	0.021	0.14	0	1
Spredtbygd	3 649	0.278	0.45	0	1
Tettbygd, mellomstort	3 649	0.473	0.50	0	1
Tettbygd, stort	3 649	0.249	0.43	0	1
Yrkesaktiv fulltid	3 649	0.818	0.39	0	1
Yrkesaktiv deltid	3 649	0.090	0.29	0	1
Ikke yrkesaktiv	3 649	0.092	0.29	0	1
Kontorrelatert yrkesområde	3 649	0.796	0.40	0	1
Fysisk relaterende yrkesområde	3 649	0.187	0.39	0	1
Militært eller uoppgitt yrkesområde	3 649	0.018	0.13	0	1
Samlet inntekt	3 649	904 943	419 095	-1 040 000	1 720 000
<= 430 000 kr	3 649	0.142	0.35	0	1
>430 000-860 000 kr	3 649	0.340	0.47	0	1
>860 000-1 290 000 kr	3 649	0.329	0.47	0	1
>1 290 000 kr	3 649	0.189	0.39	0	1
God egenvurdert helse	3 649	0.844	0.36	0	1
Dårlig egenvurdert helse	3 649	0.156	0.36	0	1
Privat helseforsikring	3 649	0.181	0.38	0	1
Fysioterapeut	3 649	0.162	0.37	0	1
Psykolog	3 649	0.036	0.19	0	1

Gjennomsnittsalderen er på 43 år, og nærmere 46% av deltagerne er innenfor aldersgruppen 45-66 år, mens aldersgruppen 25-44 år ligger like under med 40%.

Utvalget består av individer der 16% har grunnskoleutdanning, og hovedandelen av individene har gjennomført videregående skole, men henholdsvis 40%. Det er i underkant av 30% som har fullført høyere utdanning inntil 4 år, og i overkant av 11% har høyere utdanning over 4 år eller forskerutdanning. Til slutt er det 2% av utvalget som mangler eller ikke har oppgitt utdanning.

Nærmere 50% av individene bor i en tettbygd av mellomstor størrelse, altså der det bor mellom 2 000 og 100 000 individer. Spredtbygde og store tettbygde områder omfatter i underkant av 30 og overkant av 20% av utvalget.

82% av utvalget er yrkesaktive i fulltidsstillinger, og tilsvarende prosentandel arbeider i kontorrelaterte yrkesområder. Før noen analyser er gjennomført kan det forventes at individene som jobber i mer fysisk krevende yrkesområder er mer sannsynlig å være dekt av privat behandlingsforsikring, men også være mer sannsynlig å gå til eksempelvis fysioterapeut.

84% av utvalget egenvurderer helsen sin som meget god eller god, og 18% rapporterer at de har privat behandlingsforsikring. Vider ser man at omkring 16% har gått til fysioterapeut, mens rundt 4% har besøkt psykolog siste året.

Tabell 6.4 gir en oversikt over det deskriptive for antall besøk hos fysioterapeut og psykolog. Av tabellen ser vi at fysioterapi er det helsetjenesten med høyest antall observasjoner, altså at flest individer deltagende i levekårsundersøkelsen går til fysioterapeut. Samtidig som mengden besøk også er høyest blant de fire tjenestene. Gjennomsnittet for antall ganger besøkt fysioterapeut ligger på ca. 12 besøk.

**Tabell 6.4:** Deskriptiv statistikk for antall besøk hos ulike helsetjenester

Variabler	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Min	Max
Fysioterapeut	588	12.5	17.9	1	156
Psykolog	131	7.1	8.2	1	50

Tabellen viser at individene i gjennomsnitt psykolog 7 ganger. Gitt antall observasjoner viser psykolog å ha høyest gjennomsnitt. Sammenlignet med fysioterapeut kan en mulig forklaring være at behandling hos psykolog krever flere besøk.

### 6.1.3.1 Utvalget med privat behandlingsforsikring

I tillegg til deskriptiv statistikk for hele utvalget er det interessant å se hvordan utvalget som eier privat helseforsikring kan karakteriseres. Følgende informasjon presenteres tabellen under.

**Tabell 6.5:** Deskriptiv statistikk for utvalget med privat behandlingsforsikring

Variabler	Utvalg med privat forsikring	Totalt utvalg
Individuell	25%	4.5%
Kollektiv	75%	13.6%
Mann	66%	53%
Kvinne	34%	47%
Fast parforhold	71%	70%
16-24 år	13%	11%
25-44 år	46%	40%
45-66 år	41%	46%
Eldre enn 66 år	0.6%	3%
Grunnskole	17%	16%
Videregående skole	44%	49%
Høyere utdanning, lavt nivå	24%	30%
Høyere utdanning, høyt nivå	11%	12%
Utdanning mangler/ikke oppgitt	3%	2%
Spredtbygd	26%	28%
Tettbygd, mellomstort	48%	47%
Tettbygd, stort	25%	25%
Yrkesaktiv fulltid	90%	82%
Yrkesaktiv deltid	3%	9%
Ikke yrkesaktiv	7%	9%
Kontorrelatert yrkesområde	79%	80%
Fysisk relaterende yrkesområde	20%	19%
Militært eller uoppgitt yrkesområde	1%	1%
<= 430 000 kr	8%	14%
>430 000-860 000 kr	27%	34%
>860 000-1 290 000 kr	35%	33%
>1 290 000 kr	29%	19%
God egenvurdert helse	90%	84%
Dårlig egenvurdert helse	10%	16%
Fysioterapeut	16%	16%
Psykolog	2%	3.6%

Gjennomsnittsalderen for utvalget som har privat behandlingsforsikring er 41 år, og tabellen viser at majoriteten befinner seg i aldersgruppen 25-44 år. Sammenlignet med det totale utvalget har hovedandelen av utvalget gått fra å være mellom 45-66 år til 25-44 år. Potensielt kan det forklares i yrkesaktiviteten, der utvalget med forsikring har en høyere andel i fulltidsarbeid enn det totale utvalget. Et annet argument er at deltidsarbeid og ikke yrkesaktive individer i større grad kan tilskrives aldersgruppen 45-66 år. Den gjennomsnittlige inntekten ligger nå i underkant av 140 000 kr høyere enn for hele utvalget, der 35% er innenfor tredje inntektskvartil. Første kvartil, mindre eller lik 430 000 kroner reduseres med 6%, og kan potensielt forklares med reduksjonen i andel deltidsansatte og ikke yrkesaktive. Trolig vil disse individene falle inn under den inntektskvartilen.

Av andelen med privat helseforsikring viser kjønnsfordelingen å endre seg, der prosentandelen menn er nesten dobbelt så høy som andelen kvinner. Over halvparten av utvalget med behandlingsforsikring vises også her å ha fullført videregående skole som høyeste utdanning.

Det er å forvente at individer med private forsikringsordninger besøker legespesialister hyppigere enn individene uten forsikring. Denne forventningen motsies noe i at 90% av utvalget vurderer helsen sin som meget god eller god. Det er dermed ikke overraskende at prosentandelen som har vært hos psykolog siste 12 måneder er noe lavere for individene med forsikring. Responsen på besøk hos fysioterapeut er imidlertid lik.

## 7 Resultater

I dette kapittelet presenteres den økonometriske analysen. I første omgang vil analyser av ulike tjenester presenteres. Her ser jeg på bruken av ulike tjenester som avhengig variabel, og fokuset er rettet på tjenestene fysioterapi og psykolog. Privat behandlingsforsikring virker som en forklaringsvariabel som skal forklare hvorvidt et forsikret individ har større eller mindre sannsynlighet for å ta i bruk de ulike tjenestene. I andre omgang vil det gjennomføres analyser på antall besøk, altså hvor mye tjenestene er brukt hvis individene først har benyttet seg av tilbudet. Denne analysen har som hensikt å se hvorvidt behandlingsforløpet til individer med privat helseforsikring skiller seg fra de uten forsikring. Det vil presenteres estimater og signifikansnivå.

Analysen er gjennomført i flere steg der det inkluderes flere og flere variabler. Ved å legge til ytterligere forklaringsvariabler vil jeg kunne sjekke modellens robusthet ved å se om effektene og forklaringskraften endres. Følgelig fremgangsmåte er tatt i bruk i alle gjennomførte analyser.

Pseudo  $R^2$  er som tidligere nevnt et føyningsmål i modeller med diskrete avhengige variabler, og beskriver hvor godt modellen føyer seg til dataen som observeres. Høyere verdi tilsier bedre føyning. Robusthetssjekken har vist å øke føyningsmålet i hver enkelt analyse, men til ulik grad. Besøk hos fysioterapeut viser å ha dårligst føyning, og besøk hos psykolog har høyest. Dog viser sannsynligheten for å ha privat helseforsikring å øke mest i føyningsgrad ved kontroll av ytterligere variabler.

### 7.1 Privat behandlingsforsikring

Før analysen om bruken av ulike helsetjenester, ser jeg på hva som påvirker individer til å ha privat helseforsikring. I videre analyse vil privat forsikring virke som en kontrollvariabel, men er det ulike egenskaper som påvirker resultatene om å skaffe seg en slik forsikring?

Det gjennomføres en logistisk regresjonsanalyse på hvorvidt ulike variabler påvirker det å ha privat behandlingsforsikring, og i tabell 7.1 presenteres analysens resultater. Analysen er gjennomført i syv omganger der det inkluderes flere forklaringsvariabler i hver modell. Økningen i variabler vil gi en illustrasjon på om effekten endres. Ved tolkning i

marginaleffekter vil man se om effekten for å ha privat helseforsikring endres ved marginal endring i kontrollvariablene.

**Tabell 7.1:** Sannsynlighet for å ha privat helseforsikring

	Marginaleffekter						
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
Mann	0.0982*** (0.0130)	0.1023*** (0.0129)	0.0968*** (0.0131)	0.0906*** (0.0128)	0.0764*** (0.0131)	0.0841*** (0.0135)	0.0860*** (0.0135)
Fast parforhold	0.0058 (0.0139)	0.0220 (0.0153)	0.0246 (0.0153)	-0.0385** (0.0173)	-0.0385** (0.0172)	-0.0379** (0.0171)	-0.0393** (0.0171)
16-24 år		0.0675*** (0.0224)	0.0561*** (0.0234)	0.0350 (0.0248)	0.0501* (0.0266)	0.0510** (0.0266)	0.0416 (0.0268)
25-44 år		0.0478*** (0.0135)	0.0492*** (0.0136)	0.0658*** (0.0134)	0.0628*** (0.0134)	0.0630*** (0.0134)	0.0616*** (0.0134)
Eldre enn 66 år		-0.2536*** (0.0742)	-0.2537*** (0.0741)	-0.2312*** (0.0720)	-0.2039*** (0.0724)	-0.1958*** (0.0723)	-0.1977*** (0.0721)
Grunnskoleutdanning			-0.0014 (0.0189)	0.0014 (0.0191)	0.000 (0.0191)	0.0042 (0.0192)	0.0070 (0.0192)
Høyere utdanning, lavt nivå			-0.0405** (0.0160)	-0.0602*** (0.0158)	-0.0626*** (0.0157)	-0.0715*** (0.0162)	-0.0753*** (0.0162)
Høyere utdanning, høyt nivå			-0.0262 (0.0209)	-0.0627*** (0.0208)	-0.0685*** (0.0207)	-0.0794*** (0.0214)	-0.0848*** (0.0214)
Utdanning mangler eller uoppgitt			0.0349 (0.0396)	0.0466 (0.0393)	0.0483 (0.0392)	0.0484 (0.0392)	0.0452 (0.0291)
<= 430 000 kr				-0.0775*** (0.0241)	-0.0741*** (0.0240)	-0.0759*** (0.0240)	-0.0756*** (0.0240)
> 860 000 - 1 290 000 kr				0.0693*** (0.0162)	0.0673*** (0.0162)	0.0662*** (0.0163)	0.0631*** (0.0162)
> 1 290 000 kr				0.1478*** (0.0175)	0.1451*** (0.0175)	0.1412*** (0.0175)	0.1369*** (0.0175)
Yrkesaktiv, deltid					-0.1302*** (0.0322)	-0.1316*** (0.0323)	-0.1244*** (0.0322)
Ikke yrkesaktiv					-0.0455 (0.0284)	-0.0509* (0.0285)	-0.0469 (0.0287)
Fysisk relaterende yrke						-0.0326* (0.0175)	-0.0328* (0.0175)
Militært eller uoppgitt						-0.1030* (0.0569)	-0.1050* (0.0568)
Dårlig egenvurdert helse							-0.0685*** (0.0196)
<i>N</i>	3649	3649	3649	3649	3649	3649	3649
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0170	0.0296	0.0321	0.0621	0.0683	0.0706	0.0744
Loglikelihood	-1695.61	-1673.89	-1669.50	-1617.78	-1607.11	-1603.07	-1596.53

Tabellen viser resultatene fra den logistiske analysen på sannsynlighet for å ha privat behandlingsforsikring. Koeffisientene oppgis i marginaleffekter for direkte tolkning. Det kontrolleres også for hvorvidt individene bor i tettbygde eller spredte strøk, men uten statistisk signifikans og av lav verdi. Alle resultatene oppgis i basispunkter, og standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

I tabellen fremgår det at kjønn er statistisk signifikant korrelert med sannsynligheten for å ha privat helseforsikring, der menn er 8% mer sannsynlighet å ha privat helseforsikring enn



kvinner. I modell 7 viser at individer som er i et fast parforhold er det mindre sannsynlig. Alderskategoriene 16-24 år og 25-44 år har positive effekter, der kun gruppen for deltagere mellom 25-44 år er av signifikant verdi i modell 7. Kategoriens positive effekter er nødt å sees i lys av referansekategorien, som er deltagere mellom 45 til 66 år, og betyr at de er mer sannsynlig å ha privat behandlingforsikring sammenlignet med respondentene i denne gruppen. I samme modell vises individene eldre enn 66 år å være tilnærmet 20% mindre sannsynlig å ha privat forsikring.

Høyere utdanning på både høyt og lavt nivå vises å være statistisk signifikant. Effekten peker i negativ retning som tilsier lavere sannsynlighet for å ha privat behandlingforsikring, med henholdsvis 7 og 8%. Resultatene betyr at individene er mindre sannsynlig sammenlignet med basiskategorien, videregående skole. Både grunnskoleutdanning og manglende utdanning peker i positiv retning, dog uten statistisk signifikans, slik at det kan ikke sies med sikkerhet at effekten ikke er null.

Det ses av tabellen at alle inntektskategoriene, med unntak av inntekt mindre eller lik 430 000 kr, har positive signifikante effekter på henholdsvis 1 prosentnivå. Gitt referansekategorien som er inntekt mellom 430 000 - 860 000 kroner, vil individer med høyere inntekt være mer sannsynlig å ha privat helseforsikring, mens de med lavere inntekt er mindre sannsynlig.

Deltidsansatte kan med 99,9% sikkerhet sies å være mindre sannsynlig å ha privat helseforsikring enn fulltidsansatte med 12%. Ved kontroll for yrkesområde vises individene som ikke er yrkesaktive også å være mindre sannsynlig å ha privat forsikring. Sett i lys av at 75% av utvalget dekkes av arbeidsgiverfinansierte private behandlingforsikringer er det ikke et uventet funn med tanke på at individene antas å være i fulltidsstillinger for å dekkes av ordningen.

Individene som har vurdert helsen sin som dårlig har en statistisk signifikant negativ effekt på å ha privat forsikring sammenlignet med individene med god helse. En forklaring er at individene bruker den offentlige sosialforsikringen og tilbudet av helsetjenester. Tabellen viser ved kontroll for egenvurdering av helse at variabelen *ikke yrkesaktiv* mister signifikansnivå. Det kan ha sammenheng med at denne kategorien omfavner uføre, pensjonister og andre som forventes dårligere helse, slik at effekten derfor kan tenkes å bli

fanget opp i helsevariabelen.

Funnene i denne analysen kan tas med til videre betraktning i kommende analyser om bruken av prissensitive helsetjenester.

## 7.2 Bruk av helsetjenester

Resultatene fra analysen på bruk av helsetjenester og behandlingsforløpet vil fremlegges i kommende delkapitler. Det gjennomføres separate analyser på de forskjellige tjenestene, og alle analysene legger et fokus på om privat helseforsikring har positiv eller negativ effekt.

Jeg vil først ta for meg fysioterapi, der første analyse presenterer resultatene om individet har besøkt fysioterapeut eller ikke. Deretter ser jeg på behandlingsfrekvensen til individet innenfor denne tjenesten. På tilsvarende måte vil psykologiske tjenester presenteres. Frekvensanalysen er betinget på at individet har besøkt en fysioterapeut eller psykolog siste 12 måneder, og igjen legges det et ekstra fokus på variabelen for privat helseforsikring.

Typisk begrenser forsikringsordningene bruk av slike tjenester gjennom et maksimalt antall behandlinger dekt av forsikringen. Det er derfor interessant å se om privat behandlingforsikring har en effekt på forbruket av disse tjenestene, med baktanke om at dette er forventede prissensitive helsetjenester. Individuer uten forsikring kan begrenses av betalingsvillighet, mens forsikrede individer da begrenses via ordningens antallsbegrensning.

I tabell 7.2 og 7.4 tolkes estimatene i marginaeffekter, altså som sannsynlighet, mens i tabell 7.3 og 7.5 kan estimatene tolkes som antall.

### 7.2.1 Fysioterapeutiske tjenester

Det undersøkes hvordan deltagere bruker ulike typer helsetjenester, og i dette avsnittet vil resultatene av analysen på bruken av fysioterapi presenteres. Analysen ser på sannsynlighet for å ha besøkt fysioterapeut de siste 12 månedene, der det kontrolleres for demografiske, sosioøkonomiske og helserelaterte variabler.

Ettersom fysioterapeut antas å være en priselastisk tjeneste vil man tro at det å ha privat behandlingforsikring vil ha en positiv effekt på bruken av disse tjenestene. Bakgrunnen

for det er at den private forsikringen for det første vil gi kortere ventetid, men også være en sikkerhet for betaling av tjenestene dersom dette er behandlinger individet trenger.

En fysioterapeut behandlerer i hovedsak med fokus på muskel- og leddsmerter. Blant tjenestene som typisk dekkes av privat behandlingforsikringer finner vi også kiropraktor, som har tilsvarende fokusområde. Likevel vil de ha noe ulik bakgrunn og vil derfor benytte ulike teknikker i undersøkelse og behandling. Fysioterapeutene besitter spisskompetanse i rehabilitering, og jobber for forebygging og behandling av skader i muskler og ledd. Kiropraktorer gjennomfører diagnostisering og behandling av bevegelsesapparatets feilfunksjoner, og har i likhet med fysioterapeut fokus på skadeforebygging. Begge faggrupper jobber typisk med akutte og kroniske smerter eller skader (Vertikal Helse, 2019). Det er gjennomført tilsvarende analyser på bruk og behandlingsforløp av kiropraktiske tjenester, men ettersom den ikke antas å være like priselastisk som fysioterapeut vil resultatene legges ved i appendiks (se A2).

I tabell 7.2 presenteres resultatene for bruk av fysioterapi. Tabellen viser at kjønn har en statistisk signifikant negativ effekt i alle modellene, altså at menn er mindre sannsynlig å ha gått til fysioterapeut siste året enn kvinner, med henholdsvis 4,8%. Hvorvidt individene er i faste parforhold eller ikke virker i positiv retning, men uten signifikans.

Det leses av tabellen at alle aldersgruppene har negativ effekt på bruk av fysioterapi sett i lys av referansekategorien 45-66 år, men kun gruppen for de mellom 24-44 år har statistisk signifikante verdier. Eldre enn 66 år viser positive verdier inntil det kontrolleres for yrkesaktivitet. Det antas at majoriteten av denne aldersgruppen faller inn under gruppen *ikke yrkesaktiv*, som i tabellen vises å være statistisk signifikant. Potensielt er det en korrelasjon mellom variabelen som kan tilskrive fortegensendringen.

Effekt av utdanning og inntekt er svak og uten statistisk signifikans. Tabellen viser imidlertid negative verdier for alle utdanningsnivåene, med unntak av høyere utdanning på lavere nivå. Det tilsier at individene med følgende utdanningsnivå oppgitt i tabell 7.2 er mer sannsynlig å besøke fysioterapeut enn referansekategorien, som er individene med fullført videregående skole. Tilsvarende er alle inntektsgruppene, foruten laveste kvartil, mer sannsynlig å besøke fysioterapeut enn basiskategorien, men med minimale verdier. Ettersom variabelene ikke er statistisk signifikante kan man ikke si med sikkerhet at det stemmer.

Tabell 7.2: Besøk hos fysioterapeut siste 12 måneder

	Marginaleffekter						
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
Mann	-0.0544*** (0.0122)	-0.0557*** (0.0122)	-0.0544*** (0.0124)	-0.0549*** (0.0124)	-0.0461*** (0.0127)	-0.0462*** (0.0130)	-0.0482*** (0.0131)
Fast parforhold	0.0276** (0.0137)	0.0212 (0.0146)	0.0209 (0.0147)	0.0164 (0.0164)	0.0151 (0.0165)	0.0180 (0.0164)	0.0189 (0.0164)
16-24 år		-0.0366 (0.0229)	-0.0325 (0.0239)	-0.0338 (0.0242)	-0.0560** (0.0266)	-0.0364 (0.0264)	-0.0372 (0.0264)
25-44 år		-0.0415*** (0.0132)	-0.0386*** (0.0133)	-0.0370*** (0.0134)	-0.0352*** (0.0134)	-0.0330** (0.0133)	-0.0343** (0.0133)
Eldre enn 66 år		0.0038 (0.0344)	0.0049 (0.0344)	0.0064 (0.0345)	-0.0215 (0.0360)	-0.0072 (0.0357)	-0.0052 (0.0357)
Grunnskoleutdanning			-0.0054 (0.0189)	-0.0051 (0.0190)	-0.0041 (0.0189)	-0.0048 (0.0189)	-0.0047 (0.0189)
Høyere utdanning, lavt nivå			-0.0009 (0.0146)	-0.0027 (0.0147)	-0.0009 (0.0147)	0.0005 (0.0150)	0.0020 (0.0150)
Høyere utdanning, høyt nivå			-0.0241 (0.0212)	-0.0284 (0.0215)	-0.0239 (0.0215)	-0.0202 (0.0220)	-0.0182 (0.0220)
Utdanning mangler eller uoppgitt			-0.0976* (0.0585)	-0.0973* (0.0585)	-0.0986* (0.0584)	-0.0917 (0.0577)	-0.0928 (0.0577)
<= 430 000 kr				-0.0030 (0.0209)	-0.0078 (0.0211)	-0.0092 (0.0209)	-0.0078 (0.0210)
> 860 000 - 1 290 000 kr				0.0009 (0.0156)	0.0043 (0.0156)	0.0090 (0.0156)	0.0077 (0.0156)
> 1 290 000 kr				0.0198 (0.0179)	0.0236 (0.0179)	0.0299* (0.0179)	0.0267 (0.0181)
Yrkesaktiv, deltid					0.0495** (0.0197)	0.0359* (0.0197)	0.0376* (0.0197)
Ikke yrkesaktiv					0.0577** (0.0242)	0.0434* (0.0239)	0.0441* (0.0239)
Dårlig egenvurdert helse						0.1083*** (0.0146)	0.1097*** (0.0147)
Privat helseforsikring							0.0212 (0.0162)
<i>N</i>	3649	3649	3649	3649	3649	3649	3649
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0073	0.0107	0.0121	0.0126	0.0157	0.0327	0.0332
Log-likelihood	-1605.98	-1600.47	-1598.18	-1597.38	-1592.37	-1564.99	-1564.14

Tabellen viser resultatene fra den logistiske analysen på bruk av fysioterapeut. Koeffisientene oppgis i marginaleffekter for direkte tolkning. Det kontrolleres også for hvorvidt individene bor i tettbygde eller spredte strøk, samt yrkesområde, uten statistisk signifikans og av lav verdi. Alle resultatene oppgis i basispunkter, og standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Analysen belyser individenes yrkesaktivitet, altså hvorvidt de er i jobb eller ikke, og dersom individene er yrkesaktive kan de være enten fulltids- eller deltidsansatte. Tabellen viser at deltidsansatte er signifikant mer sannsynlig å gå til fysioterapeut. Tilsvarende viser individene som ikke er yrkesaktive. Som tidligere presisert består gruppen *ikke yrkesaktiv* av blant annet uføretrygdde individer. Et fåtall uføre er i arbeid, og ofte kan det ventes

at de kategorisere helsen sin som dårligere.

Egenvurdert helse viser å ha sterk positiv virkning på bruk av fysioterapeut. Mer spesifikt er individene som rapporterer helsen sin som dårlig med 99,9% sikkerhet å ha vært hos fysioterapeut siste 12 månedene.

En ville forvente å se en statistisk signifikant effekt av privat helseforsikring på bruk av fysioterapeut, først og fremst med tanke på at det er en prissensitiv tjeneste, men også fordi individene med forsikring er garantert raskere behandling. Til tross for at effekten ikke vises å være statistisk signifikant ser den ut til å peke i positiv retning.

Analysen viser til økende forklaringskraft fra første til siste modell, som tilsier god forklaring i inkluderte variabler. Egenvurdert helse er tydelig viktig for analysen, noe som er naturlig med tanke på at individenes helse er en indikator på hvorvidt de har behov for ulike helsetjenester eller ikke.

## Antall besøk hos fysioterapeut

I tabell 7.4 fremkommer resultatene av analysen på antall besøk hos fysioterapeut siste 12 måneder.

Fra tabellen kan det sees at kvinner har lenger behandlingsforløp enn menn, med henholdsvis 3 behandlinger. Hvorvidt individene er i et fast parforhold eller ikke viser ingen statistisk signifikante effekter, men peker i negativ retning som tilsier at individene i faste forhold går sjeldnere til fysioterapi enn ugifte. Alle aldersgruppene viser å ha færre behandlinger enn individene mellom 45-66 år, og kategorien for 16-24 år er statistisk signifikant. Det er ikke overraskende at den yngste aldersgruppen har en lavere besøksfrekvens til fysioterapeut, da den yngre befolkningen typisk er i bedre fysisk form.

Individene med høyere utdanning på høyt nivå viser statistiske signifikante resultater frem til det kontrolleres for egenvurdert helse og privat helseforsikring. En potensiell forklaring til at signifikansnivået forsvinner er at effekten fanges opp i variabelen for egenvurdert helse. Høyere utdanning, både høyt og lavt nivå, peker i negativ retning og innebærer at individene i disse utdanningsgruppene har kortere behandlingsfrekvens. Individene med manglende, uoppgitt eller grunnskoleutdanning leses av tabellen å ha gjennomført flere behandlinger enn de som har gjennomført videregående skole, dog uten statistisk

signifikante verdier. I modell 8 viser ingen av utdanningsnivåene statistisk signifikante verdier, slik at det ikke kan sies med sikkerhet.

**Tabell 7.3:** Antall besøk hos fysioterapeut siste 12 måneder

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8
Mann	-3.4224** (1.4568)	-3.3240** (1.4464)	-3.8600** (1.5070)	-3.6582** (1.5445)	-2.9352** (1.4260)	-2.9705* (1.5556)	-3.5382** (1.5051)	-3.3829** (1.5233)
Fast parforhold	-0.1445 (1.7186)	-2.2295 (1.9566)	-1.7290 (1.9796)	-0.1621 (2.1296)	-0.7068 (2.1765)	-0.7869 (2.2009)	-0.8529 (2.1257)	-1.0035 (2.1274)
16-24 år		-9.1281*** (1.8244)	-11.0674*** (2.0967)	-11.9087*** (2.3658)	-12.6798*** (2.6455)	-12.9350*** (2.6550)	-10.4430*** (2.5371)	-10.5641*** (2.5527)
25-44 år		-1.4469 (1.7030)	-0.9352 (1.7334)	-1.2077 (1.7242)	-0.8493 (1.6872)	-0.8192 (1.6803)	-0.9342 (1.6151)	-0.9218 (1.6156)
Eldre enn 66 år		0.4508 (2.9264)	1.5016 (3.0272)	1.2166 (3.1258)	-0.1842 (3.7108)	-0.5198 (3.8900)	-0.3899 (3.7588)	-0.7208 (3.7722)
Grunnskoleutdanning			3.6367 (2.9464)	3.6591 (2.9351)	3.5323 (2.9798)	3.7426 (3.0075)	3.3032 (2.8935)	3.2132 (2.8966)
Høyere utdanning, lavt nivå			-2.6505 (1.7270)	-2.1770 (1.7380)	-2.2244 (1.7381)	-2.2267 (1.6845)	-1.4781 (1.6324)	-1.6339 (1.6364)
Høyere utdanning, høyt nivå			-4.5781** (2.0559)	-4.1846** (2.0737)	-3.8334* (1.9936)	-3.6467* (2.0623)	-2.2002 (1.9434)	-2.3479 (1.9297)
Utdanning mangler eller uoppgitt			1.2866 (5.1658)	2.0035 (5.3207)	1.4937 (5.5372)	2.2792 (5.5187)	4.0721 (5.6568)	4.4890 (5.8200)
<= 430 000 kr				5.3635* (3.1571)	4.9623 (3.2757)	5.1023 (3.3183)	5.2658 (3.2357)	5.0545 (3.2439)
> 860 000 kr - 1 290 000 kr				-0.3741 (2.0072)	0.0491 (2.1148)	-0.0904 (2.1547)	0.8420 (2.1797)	0.9011 (2.1832)
> 1 290 000 kr				-0.6495 (1.7501)	-0.1420 (1.8196)	-0.2162 (1.8690)	1.0022 (1.8841)	1.1708 (1.8888)
Yrkesaktiv, deltid					4.8755 (3.0997)	4.9216 (3.1276)	4.1039 (3.0219)	3.8853 (3.0334)
Ikke yrkesaktiv					2.4785 (3.1151)	2.4902 (3.0722)	1.3768 (3.0564)	1.4493 (3.0595)
Fysisk relaterte yrker						-1.0465 (2.5573)	-1.0072 (2.5100)	-0.9924 (2.5100)
Militært eller uoppgitt						6.7413 (4.5877)	8.1063* (4.6123)	7.8388* (4.5993)
Dårlig egenvurdert helse							8.6773*** (2.2318)	8.6079*** (2.2262)
Privat helseforsikring								-1.6344 (1.4051)
<i>N</i>	588	588	588	588	588	588	588	588
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.009	0.028	0.044	0.053	0.061	0.066	0.107	0.108

Tabellen viser resultatene fra analysen på antall besøk hos fysioterapeut. Det kontrolleres også for hvorvidt individene bor i tettbygde eller spredtbygde strøk, men av minimal ikke-signifikant effekt. Alle resultatene oppgis i basispunkter, og standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Inntektsgrupperingene viser nokså svake effekter i forhold til referansegruppen, men første inntektskvartil viser å ha større behov for behandlinger ettersom de har i alle modellene ligger 5 behandlinger over individene i inntektskategorien 430 000 - 860 000 kroner. Både kvartil 3 og 4 viser negative verdier inntil det kontrolleres for egenvurdert helse og privat forsikring.

Sammenlignet med fulltidsansatte viser individer som jobber deltid eller som ikke er yrkesaktive å ha et lenger behandlingsforløp. Deltidsansatte har lengst besøksfrekvens med rundt 4 behandlinger.

Individene som vurderer helsen sin som dårlig viser tilsvarende effekter, noe som er å forvente. Sammenlignet med god egenvurdert helse viser tabellen at individene har 8 ytterligere behandlinger. Tabellen viser også at individene dekt av privat helseforsikring har gjennomført færre behandlinger enn de uten en slik forsikringsordning. Potensielt kan det være en konsekvens av forsikringsselskapenes begrensning i kostnadsdekning eller tilbud av behandlinger.

### 7.2.2 Psykologiske tjenester

Psykolog en av tjenestene som typisk inngår i private forsikringsordninger, og vil derfor være en interessant tjeneste å se på. I likhet med fysioterapi er psykologiske tjenester, spesifikt besøk hos psykolog, vist i empirisk forskning å være sensitiv for prisendringer. En psykolog tar utdanning i psykologi og jobber med både mer og mindre alvorlige psykiske lidelser, stort sett i form av samtaleterapi (Psykologguiden, 2020).

I likhet med de forrige analysene, gjennomføres det her logistiske regresjoner på bruk av psykolog. For å se hvilken rolle de ulike variablene spiller, samt hvorvidt effekten endres, er det foretatt flere analyser der flere og flere forklaringsvariabler inkluderes.

Tabell 7.3 presenterer resultatene av analysen på bruk av psykolog, verdiene er oppgitt som margnialeffekter som betyr at de kan tolkes direkte. Med dette til grunn viser tabellen at kjønn har statistisk signifikante verdier, i svak negativ retning. Kvinner kan med 95% sikkerhet sies å ha høyere sannsynlighet for å oppsøke psykolog enn menn med tilnærmet 2%. Uten statistisk signifikans viser parforhold å ha negativ effekt å gå til av psykolog i alle modellene etter kontroll for inntekt. En forklaring kan være at man kommuniserer med partneren sin.

Ved kontroll for alder faller noe av utvalget fra ettersom ingen av undersøkelsens respondenter som angir å ha besøkt psykolog siste 12 måneder kategorieres innenfor aldersgruppen "eldre enn 66 år". Manglende observasjoner kan tyde på at eldre individer har mindre behov for psykologiske tjenester. Ellers viser aldersgruppene 16-24 og 25-44 år å ha statistisk signifikante verdier, og har 2-3% høyere sannsynlighet for å ha besøkt

Tabell 7.4: Besøk hos psykolog siste 12 måneder

	Marginaleffekter							
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8
Mann	-0.0249*** (0.0067)	-0.0248*** (0.0068)	-0.0222*** (0.0069)	-0.0214*** (0.0069)	-0.0202*** (0.0070)	-0.0164** (0.0071)	-0.0172** (0.0070)	-0.0161** (0.0070)
Fast parforhold	-0.0212*** (0.0064)	-0.0158** (0.0071)	-0.0158** (0.0071)	-0.0095 (0.0075)	-0.0096 (0.0075)	-0.0085 (0.0075)	-0.0076 (0.0075)	-0.0081 (0.0075)
16-24 år		0.0321*** (0.0102)	0.0322*** (0.0108)	0.0343*** (0.0108)	0.0337*** (0.0117)	0.0328*** (0.0118)	0.0378*** (0.0118)	0.0380*** (0.0118)
25-44 år		0.0262*** (0.0076)	0.0248*** (0.0076)	0.0242*** (0.0077)	0.0244*** (0.0077)	0.0236*** (0.0077)	0.0238*** (0.0076)	0.0246*** (0.0076)
Grunnskoleutdanning			0.0097 (0.0100)	0.0105 (0.0099)	0.0105 (0.0099)	0.0130 (0.0099)	0.0130 (0.0099)	0.0131 (0.0099)
Høyere utdanning, lavt nivå			0.0203** (0.0081)	0.0226*** (0.0082)	0.0230*** (0.0082)	0.0183** (0.0082)	0.0216*** (0.0083)	0.0207** (0.0083)
Høyere utdanning, høyt nivå			0.0051 (0.0121)	0.0078 (0.0123)	0.0087 (0.0123)	0.0022 (0.0126)	0.0076 (0.0126)	0.0066 (0.0126)
Utdanning mangler eller uoppgitt			0.0265 (0.0166)	0.0261 (0.0165)	0.0258 (0.0165)	0.0255 (0.0165)	0.0280* (0.0166)	0.0291* (0.0166)
<= 430 000 kr				-0.0018 (0.0089)	-0.0020 (0.0090)	-0.0042 (0.0091)	-0.0041 (0.0090)	-0.0050 (0.0090)
> 860 000 - 1 290 000 kr				-0.0230*** (0.0089)	-0.0227** (0.0089)	-0.0226** (0.0089)	-0.0206** (0.0088)	-0.0200** (0.0088)
> 1 290 000 kr				-0.0091 (0.0095)	-0.0089 (0.0095)	-0.0105 (0.0095)	-0.0074 (0.0095)	-0.0052 (0.0095)
Yrkesaktiv, deltid					0.0084 (0.0104)	0.0085 (0.0104)	0.0035 (0.0104)	0.0022 (0.0104)
Ikke yrkesaktiv					0.0029 (0.0110)	0.0005 (0.0111)	-0.0013 (0.0109)	-0.0015 (0.0109)
Fysisk relaterte yrker						-0.0209* (0.0118)	-0.0216* (0.0117)	-0.0217* (0.0117)
Militært eller uoppgitt						-0.0284 (0.0360)	-0.0284 (0.0357)	-0.0298 (0.0357)
Dårlig egenvurdert helse							0.0337*** (0.0076)	0.0324*** (0.0076)
Privat helseforsikring								-0.0177* (0.0103)
<i>N</i>	3649	3536	3536	3536	3536	3536	3536	3536
Pseudo $R^2$	0.0244	0.0387	0.0458	0.0526	0.0532	0.0599	0.0768	0.0797
Log-likelihood	-553.88	-541.70	-537.71	-533.89	-533.56	-529.76	-520.24	-518.58

Tabellen viser resultatene fra den logistiske analysen på bruk av psykolog. Koeffisientene oppgis i marginaleffekter for direkte tolkning. Det kontrolleres også for hvorvidt individene bor i tettbygde eller spredte strøk, med minimal ikke-signifikant verdi. Alle resultatene oppgis i basispunkter, og standardfeil i parantes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

psykolog enn referanse-kategorien.

Ved inkludering av utdanning viser verken individene med grunnskoleutdanning eller høyere utdanning høyt nivå å ha statistiske signifikante verdier for å ha besøkt psykolog. Dette ser vi imidlertid i modell 8 for både høyere utdanning lavt nivå og manglende utdanning, med henholdsvis 2-3%.



Individene med inntekt mellom 860 000 - 1 290 000 kroner kan med sikkerhet sies å være 2% mindre sannsynlig å ha gått til psykolog. Resterende inntektsgrupper viser også å peke i negativ retning sammenlignet med referansekategorien, dog uten signifikansnivå.

Det kontrolleres for individenes yrkesaktivitet, uten statistisk signifikante resultater. De peker imidlertid i negativ retning for som ikke er yrkesaktive, og svakt positivt for individene som arbeider deltid. Sammenlignet med referansekategorien for yrkesområde, viser fysiske yrker å være 2% mindre sannsynlig for å ha besøkt psykolog.

Som nevnt tidligere ser individene med dårlig egenvurdert helse å være 3% mer sannsynlig å gå til psykolog, noe som er av forventning. Ved krav om henvisning fra fastlegen for å komme til psykolog er det lite sannsynlig at individer som rapporterer god helse kommer gjennom den prosessen kontra de som har et oppriktig behov for det. Ved kontroll for privat helseforsikring kan det med 90% sikkerhet sies at individene omfattet av disse ordningene er tilnærmet 2% mindre sannsynlig å ha besøkt psykolog. Tolkningen tilsier at forsikrede individer er friskere og uten behov for psykologisk behandling.

## Antall besøk hos psykolog

I tabell 7.5 presenteres resultatene fra analysen på antall besøk hos psykolog. Tabellen illustrerer effektene av en rekke variabler, men kun et fåtall viser til statistisk signifikans. Deriblant kan det leses av tabellen at individer i faste parforhold har et kortere behandlingsforløp hos psykolog, med forutsetning om at de har tatt i bruk tjenesten i løpet av det siste året. Til tross for at alder mangler statistisk signifikans gir det en indikator på hvilken retning effektene peker i, og det kan leses av tabellen, modell 9, at behandlingsforløpet øker med aldersgruppene i sammenligning med referansen.

Utdanningskategoriene peker i positiv retning, og alle gruppene foruten manglende utdanning viser verdier med statistisk signifikans. Grunnskoleutdanning har høyest behandlingsfrekvens sammenlignet med videregående skole, med henholdsvis 8 behandlinger i modell 9. Ingen av inntektsvariablene viser statistisk signifikante verdier, men peker i positiv retning. Ved kontroll for bosettingsstrøk går fjerde inntektskvartil fra negative til positive verdier.

Deltidsansatte besøker psykolog oftere enn fulltidsansatte, og inntil kontroll for egenvurdert helse vises effekten med statistisk signifikans. Frafallet av signifikansnivået kan potensielt

**Tabell 7.5:** Antall besøk hos psykolog siste 12 måneder

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8	Modell 9
Mann	1.0896 (1.6286)	1.1181 (1.5966)	1.2385 (1.4675)	1.4218 (1.5458)	1.8436 (1.5894)	1.2989 (1.5110)	1.0734 (1.5168)	0.5865 (1.4463)	0.5387 (1.5196)
Fast parforhold	-4.2876*** (1.5539)	-4.3402** (1.7066)	-3.1451** (1.4655)	-2.9253** (1.4380)	-2.9913** (1.4231)	-3.5222** (1.5066)	-3.1325** (1.5382)	-2.9790** (1.4807)	-2.9662** (1.4745)
16-24 år		0.0929 (2.4660)	-0.6781 (2.9142)	-1.3076 (2.9833)	-0.2518 (3.2464)	-0.3311 (3.1897)	-0.0950 (3.0102)	0.4259 (2.9409)	0.4350 (2.9497)
25-44 år		0.6047 (1.6230)	0.9861 (1.6768)	0.6653 (1.7646)	0.6979 (1.7929)	0.8854 (1.6845)	1.1600 (1.4424)	1.0874 (1.4101)	1.0230 (1.3961)
Grunnskoleutdanning			8.4130*** (2.7126)	8.6726*** (2.8766)	8.7706*** (2.8185)	8.5797*** (2.6454)	8.7015*** (2.7338)	8.2629*** (2.7386)	8.2434*** (2.7496)
Høyere utdanning, lavt nivå			1.7631 (1.2723)	1.9124 (1.3777)	2.1348 (1.5010)	2.7629* (1.5305)	3.0208* (1.6196)	3.1114* (1.6506)	3.0846* (1.6571)
Høyere utdanning, høyt nivå			2.6933 (2.6107)	2.7082 (2.6548)	3.2700 (2.7563)	4.2980 (2.8751)	4.9687 (3.1151)	5.1994* (2.9067)	5.2362* (2.9249)
Utdanning mangler eller uoppgitt			0.8551 (2.2467)	0.4378 (2.2576)	0.0508 (2.6665)	0.7146 (2.8342)	0.4477 (2.8995)	0.6657 (2.7324)	0.7068 (2.7864)
<= 430 000 kr				1.6884 (2.2118)	1.7608 (2.1656)	2.1306 (2.1331)	2.5558 (2.2693)	2.6042 (2.2659)	2.6077 (2.2704)
> 860 000 - 1 290 000 kr				1.4903 (1.6297)	1.5259 (1.7009)	1.2617 (1.7852)	1.0502 (1.9267)	1.2022 (1.8747)	1.1869 (1.8867)
> 1 290 000 kr				-0.3915 (1.8626)	-0.4119 (1.8370)	0.4576 (1.8531)	0.4256 (1.8134)	0.7758 (1.7918)	0.7279 (1.8163)
Yrkesaktiv, deltid					3.8677* (2.2061)	4.1810* (2.2164)	4.2700* (2.2383)	3.5527 (2.3630)	3.5553 (2.3761)
Ikke yrkesaktiv					-1.6752 (2.6251)	-1.2710 (2.6601)	-1.6739 (2.8672)	-1.8077 (2.8243)	-1.7773 (2.8388)
Spredtbygd, under 2 000 personer						3.6353* (2.0279)	3.5074* (1.9120)	3.2909* (1.8844)	3.2519* (1.8746)
Stor tettbygd, over 100 000 personer						-0.9312 (1.4831)	-0.6876 (1.5807)	-0.4859 (1.5629)	-0.5432 (1.5760)
Fysisk relaterte yrker							1.7999 (4.0324)	2.2443 (3.9534)	2.2709 (3.9760)
Militært eller uoppgitt							-5.7996* (3.3674)	-5.4602* (3.1629)	-5.4011* (3.1700)
Dårlig egenvurdert helse								3.0589* (1.6240)	3.1282* (1.6293)
Privat helseforsikring									0.4915 (1.9942)
<i>N</i>	131	131	131	131	131	131	131	131	131
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.070	0.071	0.190	0.199	0.226	0.261	0.267	0.291	0.292

Tabellen viser resultatene fra analysen på antall besøk hos psykolog. Alle resultatene oppgis i basispunkter, og standardfeil i parantes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

forklares i at effekten tilskrives variabelen for dårlig egenvurdert helse.

Ved kontroll for hvorvidt individene bor i spredtbygd eller tettbygd strøk peker effekten i motsatt retning enn hva som ville være forventet. Her ser man at indiviene bosatt i spredtbygde områder har høyere behandlingsforløp hos psykolog enn individene som bor i mellomstore tettbygder. Jeg forventet at individene bosatt i tettbygde områder ville ha hyppigere frekvens med bakgrunn i at tilgangen til helsetjenestene typisk er enklere.

Selv om psykologisk behandling i stor grad foregår gjennom samtalerapi, og ikke er

en fysisk behandlingsform, er det forventet at en dårlig egenvurdert helse er positivt korrelert med antall besøk. Variabelen vises å være statistisk signifikant på henholdsvis 10 prosentsnivå, og individene vil i snitt ha 3 behandlinger mer enn individer med god egenvurdert helse. Individene med privat behandlingsforsikring viser også til å ha flere behandlinger, selv om effekten ikke er av høy verdi.

## 8 Diskusjon

Deskriptiv statistikk karakteriserer en typisk eier av privat behandlingsforsikring som en fulltidsarbeidende mann i 40-årene med arbeidsgiverfinansiert forsikring. Tilsvarende finner Besley m.fl. (1999) at et individ med privat helseforsikring kunne kategoriseres som relativt velstående og middelaldrende. Til tross for likt utdanningsnivå viser individet å ha høyere inntekt og helsenivå enn gjennomsnittet.

Resultatene fra sannsynlighet for å ha privat helseforsikring viser en negativ sammenheng mellom kvinner og eldre av sterk statistisk signifikans. Tilsvarende finner Alexandersen m.fl. (2017) i deres studie på arbeidsgiverfinansierte private behandlingsforsikringer. Gitt at 75% av utvalget mitt dekkes av kollektive avtaler, kan det trekkes likheter i argumentasjonen. Alexandersen m.fl. (2017) sier at offentlig sektor har høyere andel kvinnelige ansatte, og at forekomsten av private helseforsikringer er mindre utbredt i det offentlige. Aarbu (2010) støtter denne påstanden i argumentet om at private helseforsikringer strider imot universalismen det offentlige helsesystemes bygges på. Dermed er et slikt tilbud mindre sannsynlig i offentlig sektor. Kvinner antas også høyere forbruk av helsetjenester, slik at forsikringsselskap ønsker å selektere bort bedriftene med høyere andel kvinnelige ansatte ved eksempelvis høyere pris. Følgelig kan effekten av alder forklares. Forsikringsprisen vil typisk øke med alder, for å forhindre ugunstig utvalg for forsikringsselskapet. Det er derfor ikke overraskende at jeg finner lavere sannsynlighet for å ha privat helseforsikring for individer eldre enn 66 år. Her finner jeg støtte i studiet til Besley m.fl. (1999).

Videre vises resultatene på sannsynlighet for å ha privat behandlingsforsikring å henge i tråd med tidligere forskning (Aarbu, 2010; Kiil, 2012a) som sier at privat helseforsikring er positivt korrelert med inntekt og god egenrapportert helse. Funnet om at individer som vurderer helsen sin som dårlig er mindre sannsynlig å ha en slik helseforsikring henger i tråd med økonomisk teori, og modellen til Rothschild og Stiglitz (1976). Teorien påpeker at individer med høyere risiko for skade, her sykdom, tilbys forsikringer med høyere forsikringspremier. Funnet kan potensielt forklares ved at norske forsikringsselskaper har klart å selektere ut individene med høyere risiko for sykdom ved å tilby en kontrakt som er dyrere, og de vil derfor ikke preges like sterkt av ugunstig utvalg. På samme måte vet vi at utvalget med privat helseforsikring er yrkesaktive og har god helse. Ettersom tre

fjerdedeler av utvalget dekkes av kollektive forsikringer kan det tenkes at de utgjør liten risiko for forsikringsselskapene, som potensielt vil kunne underbygge argumentet om et gunstigere utvalg.

Resultatene skiller seg imidlertid fra studiet til Seim m.fl. (2007); Alexandersen m.fl. (2017) og delvis fra Kiil (2012a), som finner positiv korrelasjon med høyere utdanning. I gjennomføring av analysene finner jeg at høyere utdanning har negativ innvirkning på sannsynligheten for å ha privat helseforsikring. Dette kan tilknyttes økonomisk teori og modellen til Grossman (1972) som viser at høyere utdanning korrelerer med et bedre helsenivå og dermed forventes det et mindre behov for en ytterligere forsikring. Dette argumentet blir imidlertid tvetydig når resultatene viser at sannsynlighet for å ha privat helseforsikring øker med god egenvurdert helse. En årsak til dette handler ofte om en bekymring for å bli syk og dermed havne i behandlingsskø når behovet først oppstår. For mange er det en vesentlig kostnad av å vente i behandlingsskø, og de har derfor vilje for utgifter tilknyttet en privat forsikring.

Seim m.fl. (2007) finner også positiv korrelasjon med privat forsikring og fysiske næringer. Gjennomførte analyser finner en svak negativ og statistisk signifikant effekt av yrkesområde, i favør kontorrelaterte yrker. Det ville være forventet at fysiske yrker hadde høyere sannsynlighet for å ha privat forsikring, men det kan potensielt være avgjørende variabler som det ikke kontrolleres for. I tillegg er 80% av utvalget innenfor kontorrelaterte yrkesområder, slik at det er naturlig at en større andel av individene innenfor disse yrkene har privat helseforsikring.

I forbruk av helsetjenester viser kvinner å være mer sannsynlig og oppsøke både fysioterapeut og psykolog, dog sistnevnte i lavere grad både i størrelsesorden og signifikansnivå. I undersøkelsen til Alexandersen m.fl. (2017) argumenterte de, som tidligere nevnt, at kvinner forventes å ha høyere forbruk av helsetjenester, og derfor er ugunstig for forsikringsselskapet. Mitt funn viser støtte til denne argumentasjonen.

Aldersgruppene 16-24 og 25-44 år er negativt korrelert med besøk hos fysioterapeut, sammenlignet med referansekategorien. Effekten vises å være lavere for den eldste av de to aldersgruppene, som tyder på at behovet øker med alder. Det er å forvente ettersom helsenivået typisk faller med alder, i hvert fall i henhold til teori om etterspørsel etter helsetjenester.

Funnene om at sannsynligheten for å ha besøkt psykolog er signifikant positivt korrelert med aldersgruppene 16-24 og 25-44 år strider imot teorien til Grossman (1972). For det første er det en minimal andel av utvalget som er eldre enn 66 år, og ingen av disse vises å ha besøkt psykolog siste 12 måneder. Det påvirker tolkningen av resultatene og tilknytning til teori. For det andre vil det, i likhet med fysiske problemer, forventes at eldre individer også ville hatt dårligere psykisk helse, men gitt begrensningene i utvalget kan ikke dette bekreftes.

Grossman (1972) sier høyere utdannede og mer velstående individer er bedre helseprodusenter noe resultatene på bruk av psykolog ikke harmonerer med. Den positive signifikante effekten av høyere utdanning på lavt nivå tilsier høyere sannsynlighet for besøk hos psykolog, og kan knyttes til et lavere helsenivå. Resultatet av den andre inntektskvartilen motstrider dette funnet ved å peke i negativ retning med signifikant verdi. Tolkningen blir noe tvetydig da disse variablene typisk korrelerer. En potensiell forklaring kunne vært at individene med høyere utdanning opp til 4 år ikke faller innenfor denne inntektsgruppen, men det ville være drøyt å anta og lite sannsynlig.

Deltidsansatte eller individer som ikke er yrkesaktive har høyere sannsynlighet for å ha vært hos fysioterapeut. En tanke er at individene som ikke arbeider, ikke er i jobb av en grunn og potensielt har fysiske begrensninger som gjør at de har et større behov for fysioterapeut enn fulltidsarbeidende. I den sammenheng er det som forventet at individer med dårligere helse har større behov og etterspørsel etter helsetjenester. Her er det verdt å nevne tidsrestriksjonen i Grossman-modellen som sier at tid ikke brukt i arbeid kan brukes på helseforbedrende aktiviteter, fritid eller som syk. Fulltidsansatte bruker mye tid i arbeid og dermed mindre tid som syk. Teorien underbygger med andre ord funnet om at fulltidsansatte har lavere sannsynlighet for å bruke helsetjenestene.

Det observeres en positiv ikke-signifikant sammenheng mellom privat helseforsikring og sannsynlighet for å besøke fysioterapeut, men har ifølge analysen på behandlingsforløp en kortere besøkelsesfrekvens. Ettersom individene med privat forsikring er funnet å ha bedre helse kan det tolkes som at de benytter forsikringen til å motta raskere behandling ved behov, men at bruken begrenses av dekningsantallet forsikringen setter. Motsatt finner jeg hos psykolog, der individer med private forsikringer er mindre sannsynlig å bruke denne tjenesten, men gitt at de gjør det er frekvensen lenger. Resultatene tyder

på at individene med behandlingsforsikring er friskere og derfor har lavere sannsynlighet og behov for bruk av psykolog. Samtidig, gitt at de besøker psykolog, tar de i bruk flere behandlinger. Det kan argumenteres at sistnevnte er av minimal verdi (0,49) og ikke-signifikant. Det kan derfor ikke med sikkerhet sies at effekten ikke er null, både med bakgrunn i manglende signifikansnivå og på grunn av verdi tilnærmet lik null. Det er kun psykolog som viser statistisk signifikans og dermed bare denne tjenesten som med kan sies å ha klar sammenheng med privat helseforsikring.

## 8.1 Økonometriske utfordringer

Modellene viser å ha lave føyningsmål som indikerer at effekt kan tilskrives uobserverte variabler. Dette er et varig problem i empiriske analyser, da det alltid vil være noe som ikke observeres eller inkluderes i en analyse. I bruk av undersøkelsesdata kan det derfor forekomme utfordringer knyttet til målefeil. Det kan heller ikke utelukkes at viktige variabler ikke finnes i datasettet, noe som skaper endogenitetsproblemer. Både endogenitet og målefeil kan være kilder til feilestimering, og er derfor viktig å belyse.

Det foreligger begrensninger i informasjonsmengden i datasettet, slik at annen informasjon av interesse ikke er tilgjengelig. Deriblant er det forventet at ventetid og kø er korrelert med individers beslutning om å kjøpe private behandlingsforsikringer, som støttes i samtlige studier (Aarbu, 2010; Besley m.fl., 1999; Costa og Garcia, 2003). Dersom dette hadde vært tilgjengelig informasjon ville det vært av interesse å inkludere i analysen, både for å se om forsikringen har påvirkningskraft på ventetider, og motsatt. Tilsvarende forventes forsikringspris å virke på beslutningen om kjøp av helseforsikring, spesielt med tanke på at prisene typisk risikojusteres etter alder. Hadde informasjon om forsikringspriser vært disponibel ville det vært aktuelt å teste for effekten på sannsynlighet for å ha privat behandlingsforsikring, og videre fordeling av brukte helsetjenester. I tillegg kunne forsikringspris tilrettelagt en egen undersøkelse på priselastisitet for utvalget, som ville vært interessant for problemstillingen.

I gjennomføring av levekårsundersøkelsen er utvalget betinget på en rekke forhold for å sikre kvalitet i dataen. Et vanlig problem som oppstår, og som er typisk for slike spørreundersøkelser, er et selektert utvalg eller manglende data. Ofte forklares sistnevnte med frafall fra undersøkelsen, og standardprosedyren for å løse et slikt problem er å fjerne

de manglende verdiene. Et annet potensielt problem er utvalgsskjevhet, som ofte forårsakes av tilfeldigheter, men som medfører at utvalget ikke fremstiller et representativt tverrsnitt av befolkningen. Dette gjenspeiles i over- eller underrepresentasjon, som korrigeres for ved utforming av vektorer. Skjevhetene rettes opp i og utvalget vil speile befolkningne som intendert.

En klar svakhet i datasettet tilskrives variabelen om privat behandlingforsikring. I undersøkelsen blir deltagerne spurt om de har privat behandlingforsikring som gir dem rett til undersøkelse, sykehusinnleggelse eller annen behandling innen kort tid. Forsikringen dekker, som tidligere nevnt, medisinske råd, tjenester, utredning og behandling, selektiv kirurgi, samt ofte fysisk og psykologisk behandling. I benyttet utvalg oppgir 18,1% å ha en slik forsikring, enten kjøpt individuelt eller dekt via arbeidsgiver. Nevnt innledningsvis lå antall forsikrede i 2012 på 357 468 individer (FinansNorge, 2021a), samtidig som befolkningstallet i Norge i 2012 var 4 985 870 (Statistisk sentralbyrå, 2022). Ettersom utvalget skal representere et tverrsnitt av befolkningen skal i utgangspunktet andelen dekt av private helseforsikringer i utvalget tilsvare antall forsikrede det året. Beregner man 18% av befolkningstallet i 2012 sitter man imidlertid igjen med 897 456 individer som tilsynelatende skal være privat forsikret, noe som ikke stemmer overens med tallene fra FinansNorge (2021a). Differansen mellom andel faktisk forsikret og levekårsundersøkelsens forsikrede tilsier en overrapportering på 152%. Til tross for spesifisering av spørsmålet om privat helseforsikring, kan en mulig forklaring på overrapporteringen knyttes til manglende kunnskap om egne forsikringer eller andre forsikringer dekt av arbeidsgiver, eksempelvis gruppelivsforsikring. Det kan være usikkerhet eller forvirring blant individene om hva forsikringene deres dekker, noe som kan påvirke responsen og dermed overrapporteringen.

## 8.2 Konklusjon

Markedet for privat helseforsikring i Norge har siden begynnelsen av 2000-tallet hatt en markant økning. Med bakgrunn i dette har denne oppgaven tatt sikte på å undersøke hvorvidt tilgang til privat behandlingforsikring fører til økt bruk av helsetjenester som antas prissensitive. Problemstillingen er aktuell først og fremst med tanke på fremveksten av private helseforsikringer i en velferdsstat, men også fordi forsikringen fungerer som en billett til raskere behandling, og er kostnadsdekkende for bruk av helsetjenester.



Analysen viser at sosioøkonomiske egenskaper som kjønn, alder, utdanning og inntekt har signifikant betydning for sannsynligheten for å ha privat behandlingsforsikring. Samtidig finner jeg at det ikke er individene med størst behov for helsetjenester som har en slik forsikringsordning.

Kvinner vises å ha signifikant høyere behandlingsfrekvens hos fysioterapeut, som støtter forventningen om at kvinner bruker mer helsetjenester enn menn. Resultatene viser imidlertid ingen signifikant korrelasjon mellom privat behandlingsforsikring og bruk av fysioterapeutiske tjenester. I tilfellet med psykolog finner jeg en klar sammenheng med helseforsikring på henholdsvis 10% signifikansnivå. Til tross for at helsetjenestene antas prisfølsomme viser dermed ikke privat helseforsikring å ha signifikant positiv sammenheng med bruk, som jeg hadde forventet at det skulle.

Et forventet problem i tilknytning privat helseforsikring var ex-post moralsk hasard, som typisk medfører ineffektivitet i form av overforbruk av helsetjenester. Analysene gir ikke utslag for dette ettersom resultatene på antall besøk er negative eller ikke-signifikante. Potensielt har forsikringselskapene suksessfullt klart å forhindre dette ved bruk av antallsbegrensninger.

Det forventes kontinuerlig økning i antall private helseforsikringer, slik at det er et marked verdt å observere til tross for resultatene i denne analysen. I videre undersøkelse ville det vært hensiktsmessig med informasjon om hvordan private helseforsikringer kan ha innvirkning på ventetid i det offentlige helsesystemet. Dette er forløpig ikke tilgjengelig i norsk sammenheng. I tillegg, hvis private behandlingsforsikringer skaper horisontal ulikhet i tilgang til helsetjenester, vil markedøkningen være bekymringsverdig, og det danner grunnlag for ytterligere undersøkelse. Mange faktorer kan forventes å ha innvirkning på sammenhengen mellom privat helseforsikring og bruk av helsetjenester, slik at det i videre analyser kunne vært gunstig å kontrollere for flere forhold. I mangel på informasjon om forsikringspris, forsikringsdekning, sykdomsrisiko og ventetid, har jeg ikke klart å gjøre dette, som kan ha påvirket resultatene mine. Det ikke konkluderes i min analyse at tilgang til privat helseforsikring øker bruken av prisfølsomme helsetjenester.

## Referanser

- Aarbu, K. O. (2010). Demand patterns for treatment insurance in Norway. *NHH, Dept. of Economics, Discussion Paper No. 11/2010*. <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/handle/11250/163218?locale-attribute=en>.
- Alexandersen, N., P.Hagen, T., og Kaarbøe, O. (2017). Hvilke bedrifter kjøper private helseforsikringer i Norge? *Samfunnsøkonomene*, (1):31–38.
- Amdam, S. og Vrålstad, S. (2012). Levekårsundersøkelsen om helse, omsorg og sosial kontakt 2012. *Statistisk sentralbyrå*. [https://www.ssb.no/helse/artikler-og-publikasjoner/\\_attachment/159601?\\_ts=143bdd4f9c0](https://www.ssb.no/helse/artikler-og-publikasjoner/_attachment/159601?_ts=143bdd4f9c0).
- Angrist, J. D. og Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics*, sider 94–107. Princeton university press.
- Askildsen, J. E., Holmås, T. H., og Nordanger, L. K. (2006). Bør kommuner kjøpe helseforsikring? SNF-arbeidsnotat nr.51/06.
- Barr, N. (2012). *Economics of the Welfare State*. Oxford University Press, 5 edition.
- Berge, M. og Hyggen, C. (2010). Framveksten av private helseforsikringer i Norden. *Institute for Labor and Social Research*. FAFO-notat 2010:11.
- Besley, T., Hall, J., og Preston, I. (1999). The demand for private health insurance: do waiting lists matter? *Journal of Public Economics*, 72:155–181. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(98\)00108-X](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(98)00108-X).
- Bhattacharya, J., Hyde, T., og Tu, P. (2014). *Health Economics*. Palgrave Macmillan.
- Costa, J. og Garcia, J. (2003). Demand for private health insurance: how important is the quality gap? *Health Economics*, 12:587–599. DOI: <https://doi.org/10.1002/hec.756>.
- Duarte, F. (2012). Price elasticity of expenditure across health care services. *Journal of Health Economics*, 31:824–841. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.07.002>.
- Erlandsen, E. og Iversen, T. (1998). Helseøkonomi: en innføring i noen helseøkonomiske problemstillinger. SNF-arbeidsnotat nr.14/98.
- FinansNorge (2021a). Behandlingsforsikring. <https://www.finansnorge.no/statistikk/skadeforsikring/helseforsikring/behandlingsforsikring/> Hentet: 27-01-22.
- FinansNorge (2021b). Markedsoversikt. <https://www.finansnorge.no/statistikk/skadeforsikring/helseforsikring/markedsoversikt/> Hentet: 27-01-22.
- Forbrukerrådet (2017). Vilkår for behandlingsforsikring. <https://www.forbrukerradet.no/wp-content/uploads/2017/04/helseforsikring-v2-sammenstilling-rev-hs.pdf> Hentet: 23-05-22.
- Grepperud, S. (2018). Private behandlingsforsikringer–status og mulige konsekvenser på effektivitet og fordeling. *Health Economics Research Network at the University of Oslo. Working paper*, 2.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *The Journal of political economy*, 80(2):223–255.

- Hagen, K. P. og Schroyen, F. (2009). Helseforsikring i velferdsstaten - historikk og prinsipper. I Haug, K., Kaarbøe, O. M., og Olsen, T. E., red., *Et helsevesen uten grenser?*, kapittel 14, sider 309–350. Cappelen Damm.
- Helsedirektoratet (2017). Hovedresultater samdata spesialisthelsetjenesten 2015-2016. <http://docplayer.me/54678106-Hovedresultater-samdata-spesialisthelsetjenesten.html>.
- Kiil, A. (2012a). Does employment-based private health insurance increase the use of covered health care services? a matching estimator approach. *International journal of health care finance and economics*, 12(1):1–38. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10754-012-9104-3>.
- Kiil, A. (2012b). What characterises the privately insured in universal health care systems? a review of the empirical evidence. *Health Policy*, 106(1):60–75. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2012.02.019>.
- NAV (2022a). Sykepenger til arbeidstakere. <https://www.nav.no/no/person/arbeid/sykmeldt-arbeidsavklaringspenger-og-yrkesskade/sykepenger/sykepenger-til-arbeidstakere> Hentet: 25-04-22.
- NAV (2022b). Sykepenger til selvstendig næringsdrivende og frilansere. <https://www.nav.no/no/person/arbeid/sykmeldt-arbeidsavklaringspenger-og-yrkesskade/sykepenger/sykepenger-til-selvstendig-naringsdrivende-og-frilansere> Hentet: 25-04-22.
- NOU:24 (2019). Inntektsfordeling mellom regionale helseforetak. *Departementets sikkerhets- og serviceorganisasjon*. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/nou-2019-24/id2682523/?ch=1>.
- OECD (2004). Proposal for a taxonomy of health insurance. OECD Study on Private Health Insurance: OECD Health Project.
- Ot.prp. nr.63 (2002-2003). Om lov om endringer i lov 2.juli 1999 nr.63 om pasientrettigheter (pasientrettighetsloven) m.m. *Helse- og omsorgsdepartementet*. <https://www.regjeringen.no/no/no/dokumenter/stprp-nr-1-tillegg-nr-1-2005-2006-/id436258/>.
- Psykologguiden (2020). Forskjell på en psykolog og psykiater. <https://psykologguiden.no/artikler/forskjellen-psykolog-psykiater/> Hentet: 05-05-22.
- Rothschild, M. og Stiglitz, J. (1976). Equilibrium in competitive insurance markets: An essay on the economics of imperfect information. *The Quarterly journal of economics*, 90(4):629–649. DOI: <https://doi.org/10.2307/1885326>.
- Seim, A., Løvaas, L., og Hagen, T. P. (2007). Hva kjennetegner virksomheter som kjøper private helseforsikringer? *Tidsskriftet Den norske legeförening*. <https://tidsskriftet.no/sites/default/files/pdf2007--2673-5.pdf>.
- Snyder, C., Nicholson, W., og Stewart, R. (2015). *Microeconomic theory. Basic principles and extensions*. Cengage Learning EMEA.
- Statistisk Sentralbyrå. Variabelbeskrivelse. samlet inntekt. <https://www.ssb.no/a/metadata/conceptvariable/vardok/570/nb> Hentet: 10-05-22.
- Statistisk sentralbyrå (2015). Samordnet levekårsundersøkelsen om helse, omsorg og sosial kontakt 2012. [Datasett]. Sikt - Kunnskapssektorens tjenesteleverandør. DOI: <https://doi.org/10.18712/NSD-NSD2034-V4>.

- Statistisk sentralbyrå (2022). 05803: Endring i befolkning i løpet av året, etter statistikkvariabel og år. 2012. [Statistikk]. <https://www.ssb.no/statbank/table/05803/tableViewLayout1/> Hentet: 04-05-22.
- St.meld. nr. 34 (2015-2016). Verdier i pasientens helsetjeneste. melding om prioritering. *Helse- og omsorgsdepartementet*. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/meld.-st.-34-20152016/id2502758/?ch=1>.
- Stock, J. H. og Watson, M. W. (2015). *Introduction to Econometrics*. Pearson Education Limited.
- St.prp. nr.1 (2005-2006). Om endring av st.prp nr.1 om statsbudsjettet 2006. *Finansdepartementet*. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/stprp-nr-1-tillegg-nr-1-2005-2006-/id436258/>.
- Urkegjerde, I. (2010). Privat behandlingforsikring og bruk av helsetjenester. Masteroppgave, Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen. Hentet fra: <https://hdl.handle.net/1956/4378>.
- Van Vliet René, C. J. A. (2001). Effects of price and deductibles on medical care demand, estimated from survey data. *Applied Economics*, 33(12):1515–1524. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036840010013626>.
- Verbeek, M. (2017). *A Guide to Modern Econometrics*. Wiley Custom.
- Verberg, J. (2009). Behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester. Masteroppgave, Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen. Hentet fra: <https://hdl.handle.net/1956/3545>.
- Vertikal Helse (2019). Knekk og kna - men hvem gjør hva? <https://www.vertikalhelse.no/privat/helsemagasinet/knekk-og-kna-men-hvem-gjor-hva> Hentet: 05-05-22.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*, side 455. MIT Press.
- Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to Econometrics*. Cengage Learning EMEA.
- Øvrebotten, G. A. (2016). Arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring - et ansattgode eller en helseforsikring? Masteroppgave, Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen. Hentet fra: <https://hdl.handle.net/1956/13032>.

# Appendiks

## A1 Matematiske utregninger

### A1.1 Nyttmaksimering i grunnleggende Grossman-modell

Ut i fra artikkelen til Grossman (1972) presenteres utregningen av analytisk likevekt.

Likevekten representeres gjennom maksimering av individets nyttefunksjon gitt budsjett- og tidsrestriksjonen. Dette danner Lagrange-uttrykket:

$$L = U(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) + \lambda \left( R - \sum_i \frac{C_t + C_{1t} + W_t T L_t}{(1+r)^t} \right) \quad (.1)$$

der  $C_t = P_t M_t + W_t T H_t$  og  $C_{1t} = Q_t X_t + W_t T_t$

Ved å differensiere lagrange-uttrykket med hensyn på bruttoinvestering i forrige periode og sette den partielle lik null får man følgende:

$$\begin{aligned} & U h_i \frac{\partial h_t}{\partial H_t} \frac{\partial H_t}{\partial I_{t-1}} + U h_{t+1} \frac{\partial h_{t+1}}{\partial H_{t+1}} \frac{\partial H_{t+1}}{I_{t-1}} \\ & \quad + \dots + U h_n \frac{\partial h_n}{\partial H_n} \frac{\partial H_n}{\partial I_{t-1}} \\ = & \lambda \left[ \frac{(dC_t - 1/dI_{t-1})}{(1+r)^{t-1}} + \frac{W_t (\partial T L_t / \partial H_t) / (\partial H_t / \partial I_{t-1})}{(1+r)^t} \right. \\ & \quad + \frac{W_{t+1} (\partial T L_{t+1} / \partial H_{t+1}) / (\partial H_{t+1} / \partial I_{t-1})}{(1+r)^{t-1}} \\ & \quad \left. + \dots + \frac{W_n (\partial T L_n / \partial H_n) / (\partial H_n / \partial I_{t-1})}{(1+r)^n} \right] \end{aligned} \quad (.2)$$

men, her kan det foretas noen forenklinger:

$$\frac{\partial h_t}{\partial H_t} = G_t, \quad \frac{\partial H_t}{\partial I_{t-1}} = I,$$

$$\frac{\partial H_{t+1}}{\partial I_{t-1}} = (1 - \delta_t),$$

$$\frac{\partial H_n}{\partial I_{t-1}} = (1 - \delta_t) \dots (1 - \delta_{n-1}),$$

$$\frac{dC_{t-1}}{dI_{t-1}} = \pi_{t-1} \quad \text{og} \quad \frac{\partial T L_t}{\partial H_i} = -G_t$$

Uttrykket over kan dermed forenkles ved å sette inn for disse notasjonene, og

førsteordensvilkåret fra nyttemaksimeringen blir derfor:

$$\begin{aligned} \frac{\pi_{t-1}}{(1-r)^{t-1}} &= \frac{W_t G_t}{(1+r)^t} + \frac{(1-\delta_t)W_{t+1}G_{t+1}}{(1+r)^{t+1}} \\ &+ \dots + \frac{(1-\delta)\dots(1-\delta_{n-1})W_n G_n}{(1+r)^n} + \frac{U h_t G_t}{\lambda} \\ &+ \dots(1-\delta_t)\dots(1-\delta_{n-1})\frac{U h_t G_n}{\lambda} \end{aligned} \quad (.3)$$

## A1.2 Metodiske mellomregninger

Følgelig vises utregningen for sannsynlighetstettheten i kapittel 5 om oppgavens metode, logit-modellen.

Kumulativ sannsynlighetsfordeling er gitt av:

$$F(z) = \frac{e^z}{1+e^z} \quad (.4)$$

Deriverer fordelingen med hensyn på  $z$ :

$$\begin{aligned} \frac{dF(z)}{dz} &= \frac{e^z(1+e^z) - e^z \cdot e^z}{(1+e^z)^2} \\ \frac{dF(z)}{dz} &= \frac{e^z + (e^z)^2 - (e^z)^2}{(1+e^z)^2} \\ \frac{dF(z)}{dz} &= \frac{e^z}{(1+e^z)^2} \end{aligned} \quad (.5)$$

## A2 Kiropraktoriske helsetjenester

Resultater på gjennomført analyse om bruk av kiropraktor presenteres her. I likhet med resultatene vedlagt i oppgaven, er det gjennomført en logistisk regresjon på bruk av kiropraktor siste 12 måneder. Analysens resultater vil ikke bli ytterligere kommentert, men kan tolkes tilsvarende som med fysioterapi og psykolog.

Førstkommende analyse (tabell A2.1) tolkes i marginaleffekter. Deretter foretas det analyse på behandlingsforløpet hos kiropraktor, gjennomført med standard MKM-regresjon. I tabell A2.2 tolkes altså koeffisientene i antall.

Tabell A2.1: Besøk hos kiropraktor siste 12 måneder

	Marginaleffekter						
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
Mann	-0.0143 (0.0103)	-0.0130 (0.0103)	-0.0097 (0.0105)	-0.0112 (0.0104)	-0.0165 (0.0107)	-0.0155 (0.0111)	-0.0156 (0.0111)
Fast parforhold	0.0273** (0.0118)	0.0265** (0.0127)	0.0254** (0.0127)	0.0095 (0.0142)	0.0097 (0.0142)	0.0101 (0.0142)	0.0101 (0.0142)
16-24 år		0.0050 (0.0200)	0.0125 (0.0207)	0.0113 (0.0214)	0.0251 (0.0229)	0.0325 (0.0229)	0.0325 (0.0229)
25-44 år		0.0282*** (0.0109)	0.0296*** (0.0110)	0.0339*** (0.0111)	0.0329*** (0.0111)	0.0342*** (0.0111)	0.0341*** (0.0111)
Eldre enn 66 år		-0.0456 (0.0385)	-0.0429 (0.0384)	-0.0385 (0.0384)	-0.0213 (0.0392)	-0.0179 (0.0392)	-0.0178 (0.0392)
Grunnskoleutdanning			-0.0200 (0.0169)	-0.0196 (0.0171)	-0.0204 (0.0171)	-0.0203 (0.0172)	-0.0203 (0.0172)
Høyere utdanning, lavt nivå			0.0077 (0.0121)	0.0027 (0.0122)	0.0017 (0.0122)	0.0028 (0.0126)	0.0028 (0.0126)
Høyere utdanning, høyt nivå			-0.0334* (0.0185)	-0.0430** (0.0188)	-0.0455** (0.0188)	-0.0435** (0.0193)	-0.0435** (0.0194)
Utdanning mangler eller uoppgitt			-0.0424 (0.0420)	-0.0401 (0.0420)	-0.0387 (0.0419)	-0.0348 (0.0419)	-0.0349 (0.0419)
<= 430 000 kr				-0.0218 (0.0189)	-0.0188 (0.0190)	-0.0195 (0.0190)	-0.0194 (0.0190)
> 860 000 -1 290 000 kr				0.0125 (0.0132)	0.0109 (0.0132)	0.0126 (0.0133)	0.0126 (0.0133)
> 1 290 000 kr				0.0395*** (0.0147)	0.0379** (0.0148)	0.0404*** (0.0149)	0.0403*** (0.0150)
Yrkesaktiv, deltid					-0.0341* (0.0203)	-0.0399* (0.0204)	-0.0398* (0.0204)
Ikke yrkesaktiv					-0.0399* (0.0242)	-0.0450* (0.0242)	-0.0450* (0.0242)
Dårlig egenvurdert helse						0.0418*** (0.0134)	0.0419*** (0.0134)
Privat helseforsikring							0.0006 (0.0135)
<i>N</i>	3649	3649	3649	3649	3649	3649	3649
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0029	0.0068	0.0098	0.0140	0.0161	0.0203	0.0203
Log-likelihood	-1249.48	-1244.58	-124.88	-1235.59	-1232.96	-1227.72	-1227.72

Tabellen viser resultatene fra den logistiske analysen på bruk av kiropraktor. Koeffisientene oppgis i marginaleffekter for direkte tolkning. Det kontrolleres også for hvorvidt individene bor i tettbygde eller spredte strøk og yrkesområde, men uten signifikans og av lav verdi. Alle resultatene oppgis i basispunkter, og standardfeil i parantes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell A2.2: Antall besøk hos kiropraktor siste 12 måneder

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8
Mann	-2.3890*** (0.9026)	-2.3687*** (0.9028)	-2.4336*** (0.9137)	-2.4509*** (0.9182)	-2.2714** (0.9558)	-2.2373** (0.9532)	-2.1493** (0.9713)	-2.2535** (1.0114)
Fast parforhold	-1.4729 (1.3257)	-1.0232 (1.0560)	-0.5078 (1.0527)	-0.5139 (1.2090)	-0.6014 (1.1666)	-0.4960 (1.1758)	-0.5106 (1.1698)	-0.4726 (1.1651)
16-24 år		2.1013 (2.7178)	1.2987 (2.1699)	1.3894 (2.4398)	1.4533 (2.9072)	1.5005 (2.8889)	1.9799 (2.9264)	1.9423 (2.8942)
25-44 år		0.6833 (0.8281)	0.5117 (0.9333)	0.4929 (0.9483)	0.5709 (0.9763)	0.4133 (0.9461)	0.5311 (0.9741)	0.4679 (0.9889)
Eldre enn 66 år		-1.3113 (1.3385)	-1.3175 (1.1209)	-1.3173 (1.1749)	-1.5291 (1.6368)	-0.8787 (1.6757)	-0.8971 (1.7760)	-0.8191 (1.8076)
Grunnskoleutdanning			2.4307 (1.9208)	2.3923 (1.9162)	2.2999 (1.8689)	2.2873 (1.8547)	2.3936 (1.8561)	2.3656 (1.8599)
Høyere utdanning, lavt nivå			-0.3443 (0.7771)	-0.3452 (0.7633)	-0.3015 (0.7755)	-0.3850 (0.7915)	-0.3609 (0.8359)	-0.2864 (0.8402)
Høyere utdanning, høyt nivå			1.2627 (1.7639)	1.3311 (1.8316)	1.4574 (1.8489)	1.3118 (1.8985)	1.2671 (1.9132)	1.3859 (1.9314)
Utdanning mangler eller uoppgitt			11.9060 (15.0708)	11.9883 (15.4086)	11.8591 (15.3977)	11.3855 (15.4404)	11.4036 (15.4849)	11.2169 (15.2361)
<= 430 000 kr				-0.7798 (2.6645)	-0.8444 (2.6470)	-0.9349 (2.6304)	-1.0372 (2.6696)	-0.9541 (2.6099)
> 860 000 - 1 290 000 kr				-0.2353 (1.1149)	-0.2131 (1.0970)	-0.2045 (1.0926)	-0.0233 (1.1016)	-0.0675 (1.1095)
> 1 290 000 kr				-0.5109 (1.1213)	-0.4875 (1.1127)	-0.6661 (1.1450)	-0.4244 (1.1904)	-0.6098 (1.2144)
Yrkesaktiv, deltid					1.6161 (2.3713)	1.9423 (2.4558)	1.5914 (2.5190)	1.7304 (2.4967)
Ikke yrkesaktiv					0.2331 (2.4905)	0.0832 (2.4827)	-0.0876 (2.4853)	-0.0678 (2.4787)
Spredtbygd, under 2 000 personer						-1.5937* (0.8413)	-1.5832* (0.8434)	-1.5968* (0.8436)
Stor tettbygd, over 100 000 personer						0.0433 (1.2702)	0.1383 (1.2442)	0.1461 (1.2457)
Dårlig egenvurdert helse							1.6779 (1.1685)	1.7280 (1.1696)
Privat helseforsikring								1.0914 (1.2419)
<i>N</i>	393	393	393	393	393	393	393	393
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.023	0.027	0.060	0.061	0.063	0.069	0.074	0.076

Tabellen viser resultatene fra analysen på antall besøk hos kiropraktor. Det kontrolleres også for yrkesområde, men av minimal ikke-signifikant verdi. Alle resultatene oppgis i basispunkter, og standardfeil i parentes. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$