

# Arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring – et ansattgode eller en helseforsikring?

av

Georgeta Andresanu Øvrebotten

## Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

**Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

September 2016

UNIVERSITETET I BERGEN



## Forord

I arbeidet med denne oppgaven har jeg virkelig fått prøvd meg på hva det vil si å holde ut, på godt og vondt. Det har vært en krevende prosess ved siden av full jobb.

Jeg har flere å takke for at jeg har kommet i mål med denne oppgaven. For det første vil jeg rette en meget stor takk til min veileder Alf Erling Risa for solide og konstruktive tilbakemeldinger, samt for en god porsjon tålmodighet.

En ekstra takk går til min gode venninne Marie Hjeltnes, for gjennomlesing og språkvask. En stor takk går også til min mann Bengt André. Takk for all støtte og oppmuntring i denne krevende perioden. Jeg vil dessuten gi en takk til øvrig familie og venner, samt arbeidskollegaer som har vært fleksible og byttet vakter når eg trengte fri for og arbeide med denne oppgaven.

Data som er benyttet i denne oppgaven er hentet fra SSB sin levekårsundersøkelse i 2008 og i 2012 Registerdata med informasjon om inntekt og utdanning er påkoblet datasettet av SSB. Data er gjort tilgjengelig via Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD). Ingen av de nevnte institusjonene er ansvarlig for de analyser eller tolkninger som er gjort her.

*Georgeta Andresanu Øvrebotten*

---

Georgeta Andresanu Øvrebotten, Bergen 1. September 2016

# Sammendrag

---

## **Arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring – et ansattgode eller en helseforsikring**

av

**Georgeta Andresanu Øvrebotten, Master i samfunnsøkonomi**

Universitetet i Bergen, 2016

Veileder: Alf Erling Risa

---

Formålet med denne oppgaven er å belyse utbredelsen av arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring i Norge samt identifisere kjennetegn ved ansatte med AF i forhold med ansatte uten slike forsikringer. Private helseforsikringer er aktuelt å studere på grunn av de siste årene enorme vekst i utbredelse, men også fordi slike ordninger i utgangspunkt dobbel forsikrer innbyggerne i den norske velferdsstaten.

Studien baserer seg på data fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) sin levekårsundersøkelse i 2008 og 2012. I analysen er sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring (AF) estimert ved multivariate logistiske regresjonsmodeller.

Resultatene fra del analysen i 2008 (SSB-2008) viser at det å være en yngre til middelalder mann, med høy inntekt, utdanning på videregående nivå og ledende stilling øke sannsynligheten for å være dekket av arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Videre finner jeg ikke noen klar sammenheng mellom sykdomsrisiko og det å ha en slik forsikring. Det observeres derimot at det å være ansatte i privat sektor, spesielt i finansnæring, øker sannsynligheten for å ha arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring. Resultatene fra del analysen i 2012 (SSB-2012) viser at de å være mann, i alder mellom 25–44 år, med høy inntekt og med god eller meget god egenrapportert helse medfører en betydelig økning i sannsynligheten for å ha en arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring. De observeres ingen

sammenheng mellom utdanning, ledende stilling eller kronisk sykdom og sannsynligheten for å ha en slik forsikring.

Samlet sett viser resultatene fra analysen at arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring forsterker sosiale ulikheter, først og fremst langs kjennetegn som kjønn, alder og inntekt. I tillegg er det klare og entydige sammenhenger mellom egenskaper ved bedriftene og sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Det synes å være forklaringen for at veksten i omfanget av slike forsikringer forekommer oftere i enkelte bedrifter enn i andre.

Det synes også slik at private helseforsikringer anses og anvendes både som et redskap for å redusere kostnader til sykefravær samt som et velferdsgode for ansatte.

Statistikkprogrammet STATA/IC 13.1 og Microsoft Excel har blitt benyttet i arbeidet med oppgaven.

# Innholdsfortegnelse

|  |     |
|--|-----|
| Forord .....   | ii  |
| Sammendrag.....  | iii |
| Innholdsfortegnelse .....  | v   |
| Tabeller* .....  | vi  |
| Figurer*.....  | vii |
| 1 Innledning .....   | 1   |
| 2 Det private helseforsikringsmarkedet .....   | 7   |
| 2.1 Private helseforsikringer .....  | 8   |
| 2.2 Det norske markedet for privat behandlingsforsikring .....                           | 10  |
| 2.3 Private helseforsikringer i andre utvalgte land .....                                | 18  |
| 3 Økonomisk teori .....  | 25  |
| 3.1. Humankapital teori. Grossman (1972).....  | 25  |
| 3.2 Efficency-wages teori ; teori om lønnsdannelse når lønn påvirker produktivitet ..... | 27  |
| 3.2.1 Effektivitetslønnsmodell. Shapiro & Stiglitz (1984) .....                          | 28  |
| 3.2.2 Turnover. Salop (1979) .....   | 35  |
| 3.2.3 Ugunstig utvalg (adverse selection).....   | 36  |
| 3.2.4 Gave-bytte teorien til Akerlof (1982), gruppeavlønning .....                       | 37  |
| 3.2.5 Teorien om "fair wage" .....   | 38  |
| 3.3 Oppsummering .....   | 39  |
| 4 Tidligere empirisk forskning.....  | 41  |
| 4.1 Tidligere norske studier .....   | 42  |
| 4.2 Internasjonale studier .....   | 49  |
| 4.3 Oppsummering empiri .....  | 51  |
| 5 Presentasjon av datasett .....   | 53  |
| 5.1 Levekårsundersøkelsen 2008 .....   | 53  |
| 5.1.1 Utvalg.....  | 53  |
| 5.1.2 Variabler.....   | 55  |
| 5.2 Levekårsundersøkelsen 2012 .....   | 56  |
| 5.2.1 Utvalg.....  | 57  |
| 5.2.2 Variabler.....   | 59  |
| 6 Deskriptiv statistikk .....  | 63  |
| 6.1 Deskriptiv statistikk avhengige variabler .....                                      | 63  |
| 6.2 Deskriptiv statistikk uavhengige variabler .....                                     | 64  |
| 6.3 Kjennetegn ved ansatte med arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring.....             | 68  |
| 7 Økonometrisk metode.....   | 78  |
| 7.1 Den logistiske modellen.....   | 78  |
| 7.2 Maximum likelihood estimering .....  | 79  |
| 7.3. Oddsratene og marginaleffekter.....   | 81  |
| 7.4 utfordringer ved tversnittundersøkelse .....   | 83  |
| 7.5 Økonometriske analyser i oppgaven.....   | 86  |
| 8 Empirisk analyse .....   | 87  |
| 8.1 Levekårsundersøkelsen 2008 .....   | 88  |
| 8.2 Levekårsundersøkelse 2012 .....  | 94  |
| 8.3 Oppsummerende kommentarer .....  | 100 |
| 9 Diskusjon .....  | 106 |
| Appendiks A.1.....   | 110 |
| Appendiks A.2.....   | 111 |
| Litteraturliste.....   | 113 |

## Tabeller\*

|  |    |
|--|----|
| Tabell 2.1 Antall behandlingsforsikringer. Kollektive avtale 2011–2014 .....                     | 13 |
| Tabell 2.2 Samlet antall behandlingsforsikringer. 2008–2014 .....                                | 13 |
| Tabell 3.1 Hypoteser og prediksjoner .Effektivitetslønnsteori.....                               | 38 |
| Tabell 4.1 Variabler som antas å påvirke sannsynligheten for å ha AF.....                        | 52 |
| Tabell 5.1 Variabelliste levekårsundersøkelse 2008 .....   | 56 |
| Tabell 5.2 Nøkkeltall for 2012- undersøkelsen.....   | 57 |
| Tabell 6.1 Deskriptiv statistikk levekårsundersøkelse 2008 og 2012 avhengig variabel.....        | 63 |
| Tabell 6.2a Deskriptiv statistikk uavhengige variabler SSB 2008.....                             | 64 |
| Tabell 6.2b Deskriptiv statistikk uavhengige variabler SSB 2012 .....                            | 67 |
| Tabell 6.3 Deskriptiv statistisk over fordelingen av behandlingsforsikring .....                 | 69 |
| Tabell 6.4 Deskriptiv statistikk over fordelingen av behandlingsforsikring etter næring .....    | 74 |
| Tabell 6.5 Deskriptiv statistikk over fordelingen etter helsestatus og bruk av helsetjenester .. | 75 |
| Tabell 8.1a Multivariat logistisk regresjon. Levekårsundersøkelse 2008 .....                     | 89 |
| Tabell 8.1b Modellenes forklaringskraft og log likelihood. SSB 2008.....                         | 90 |
| Tabell 8.2a Multivariat logistisk regresjon. Levekårsundersøkelse 2012 .....                     | 96 |
| Tabell 8.2b Modellenes forklaringskraft og log likelihood. SSB 2012.....                         | 97 |

## Figurer\*

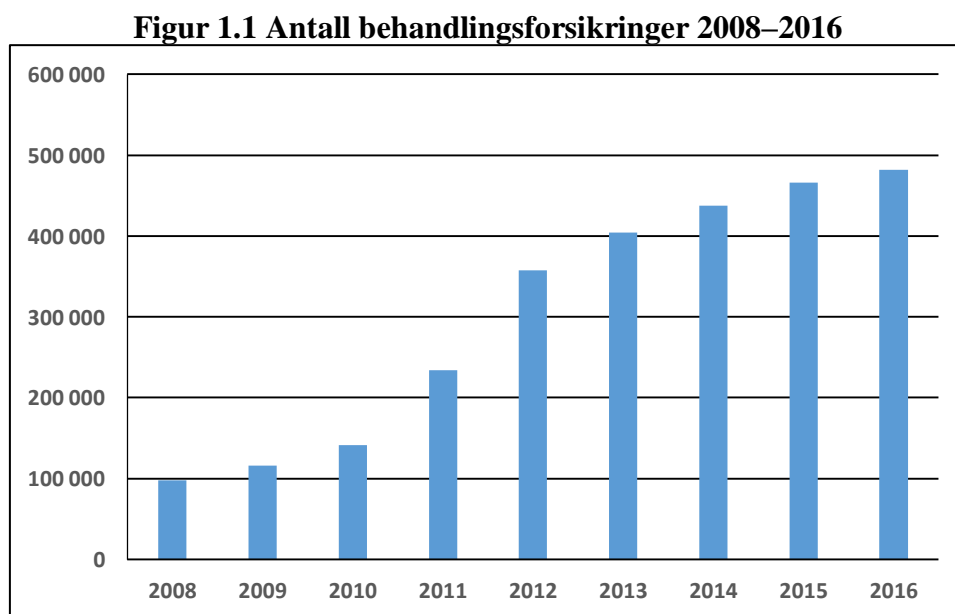
|   |    |
|---|----|
| Figur 1.1 Antall behandlingsforsikringer 2008–2016 .....                                | 1  |
| Figur 2.1 Markedet for behandlingsforsikring. Kollektive avtale.....                    | 12 |
| Figur 2.2 Omfang av behandlingsforsikringer 2008–2014.....                              | 14 |
| Figur 2.3 Antall forsikrede med behandlingsforsikring i Danmark 2003–2014.....          | 19 |
| Figur 2.4 Andel kollektive og individuelle private helseforsiringer. ....               | 21 |
| Danmark 2003–2008 .....   | 21 |
| Figur 2.5 Antall forsikrende med privat helseforsikring i Sverige 2000–2014 .....       | 22 |
| Figur 3.1 Likevekt med effektivitetslønn. Shapiro og Stiglitz (1984) .....              | 31 |
| Figur 6.1. Fordeling av behandlingsforsikring etter aldersgrupper i 2012 .....          | 70 |
| Figur 6.2 Andel menn og kvinne i forhold til forsikringsstatus i 2012 .....             | 71 |
| Figur 6.3 Utvalg fordelt på utdanningsnivå i 2012 .....                                 | 72 |
| Figur 6.4 Prosentandel ansatte med og uten AF i de ulike inntektskvartiler i 2012 ..... | 73 |
| Figur 6.5 Behandlingsforsikring fordelt etter helsestatus i 2012 .....                  | 76 |

# 1 Innledning

«Ved at en bedrift tegner helseforsikringer for sine ansatte vil man motta undersøkelse eller behandling innen en på forhånd fastsatt frist. Pasienter som har helseforsikring vil derfor i praksis komme fortere frem i helsekøen, og få tjenester raskere enn i det ordinære helsevesenet» Tonje Westby, kommunikasjonssjef i Finans Norge (FNO, 2016)

Denne oppgaven har som målsetning å beskrive markedet for private behandlingsforsikringer og å identifisere kjennetegn ved ansatte som har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring i forhold til ansatte som står uten en slik forsikring. For å undersøke sammenhengen mellom privat behandlingsforsikring og utvalgte forklaringsvariabler (egenskaper ved forsikringskundene) utføres ulike analyser ved hjelp av data fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) sin levekårundersøkelse i 2008 og i 2012.

Behandlingsforsikring er en type privat helseforsikring og innebærer en garanti for at den forsikrende får rask tilgang til helsetjenester i løpet av en spesifisert garantitid. Forsikringen er enten betalt av arbeidsgiver eller egenfinansierte forsikringsordninger gjennom individuelle avtale. Ved utgangen av 2016 var det nær 500 000 personer som hadde behandlingsforsikring i Norge(se figur 1.1).



Kilde: FNO 1.kvartal.2016



Ifølge statistikk fra Finans Norge, har i dag rundt 440 000 personer behandlingsforsikring gjennom arbeidsgiver, mens rundt 41 000 personer tegnet slik forsikring selv. Kollektive avtaler, via arbeidsgiver, utgjør trolig mer enn 90 prosent av det norske markedet for behandlingsforsikring (FNO, 2016).

Som det fremgår av figur 1.1 og tilgjengelig tall fra Finans Norge, har utbredelsen av både individuelle forsikringsavtaler og særlig kollektive avtaler finansiert av arbeidsgiver økt betydelig de siste årene. Men så flater det noe ut. Dette er forståelig når en ser at det totale antallet forsikrede har blitt så høyt.

Til tross for at etterspørselen etter behandlingsforsikring er stor og økende har vi i Norge liten oversikt over hvilke typer av velferdsordninger som tilbys i private bedrifter, og vi har lite kunnskap om hvem som er dekket av slike forsikringer. Det er foreløpig tre analyser av norske data som prøver å forklare hvem som har privat helseforsikring. I den ene studien undersøker Seim et al. (2007) kjennetegn ved bedrifter som kjøper privat behandlingsforsikring ved å analysere data fra en spørreundersøkelse på virksomhetsnivå foretatt i 2005. De finner at sannsynligheten for å kjøpe behandlingsforsikring er avhengig av bedriftenes størrelse, økonomisk resultat og andel yngre ansatte med høy utdanning.

Den andre studien benytter data fra en internettbasert spørreundersøkelse (web panel) fra 2004 med 1800 respondenter i alderen 30–55 år og er samlet inn av et forsikringsselskap. Studien viser at faktorer som driver etterspørselen etter egenfinansiert behandlingsforsikring kan være ulike de faktorer som observeres i markedet for kollektive behandlingsforsikring. I tillegg finner studien at sannsynligheten for å ha privat behandlingsforsikring gjennom jobben, relativt til ikke å ha noe behandlingsforsikring påvirkes positivt av: høyere inntekt, ventelisters lengde, det å være en yngre mann og det å ha lavere utdanning (Aarbu 2009).

Den tredje studien anvender data fra Statistikk Sentralbyrås (SSB) Levekårundersøkelse i 2008, der 10 000 personer eldre enn 15 år ble trukket ut. De finner at sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring (AF), relativt med ansatte uten slike forsikringer, påvirkes positivt av kjønn, inntekt, stilling og alder. Derimot, utdanning viser en negativ sammenheng med sannsynligheten for å ha AF (Grepperud & Iversen, 2011). Videre finner studien ingen robust sammenheng mellom helsetilstand og det å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring.

Utviklingen vi har observert de siste årene i behandlingsforsikringsmarkedet har også blitt et diskutert tema i flere internasjonale studier, som forsøker å kaste lys over ulike kjennetegn ved forsikringskundene som kan være både enkeltindivider og bedrifter. En mye omtalt studie er en spørreundersøkelse på britiske data fra 1992 som fant at rundt 15 prosent av innbyggere hadde en privat helseforsikring. De finner at de som har slike forsikringer relativt med resten av innbyggere er mesteparten menn, yngre enn 40 år, med høyere utdanning og høyere inntekt (Besley et. al, 1999).

I denne oppgaven utføres analyser på nyere norske tverrsnittsdata som vil kunne bidra til å fylle et kunnskapshull, nemlig kunnskap om mulige forklaringer på at bedriftene kjøper private behandlingsforsikringer på vegne av sine ansatte, og hvem som har eller ikke har slike forsikringer. I tillegg, så vidt jeg kjenner til, finnes det ingen publisert empirisk forskning som prøver å fange opp endringer over tid i sammenhengen mellom privat behandlingsforsikring og forsikringsstatus i Norge. Det er viktig å bemerke at studien er avgrenset ut i fra datamaterialet som Levekårundersøkelser. Da disse er tverrsnittsundersøkelser, kan det ikke gjøres noen analyser og konklusjoner med hensyn til årsak -virkning eller kohorteffekter. Man kan derimot, ved gjentatte tverrsnittsundersøkelser, danne seg et bilde av hvordan situasjonen var i 2008 og 2012, og undersøker eventuelle endringer i forsikringsstatus i denne perioden.

Basert på diskusjonen ovenfor, og etterfølgende litteraturgjennomgang og empiriske studier, er det naturlig at oppgaven fokuserer på følgende forskningsspørsmål:

- Hvordan utviklingen i bedriftsmarkedet for private helseforsikring kan forstås og forklares? Hvorfor velger enkelte bedrifter å kjøpe privat helseforsikring på vegne av sine ansatte?

Forklaringen på den sterke veksten i behandlingsforsikringsmarkedet kan sannsynligvis søkes på mange plan både på etterspørsels-/og tilbudsiden. Tilgjengelig empiri og forskning indikerer at det ikke er en enkeltforklaring på veksten i markedet, men at det er flere mulige underliggende faktorer som gjerne er i samspill med hverandre.

Lang ventetid i det offentlige helsevesenet har ofte blitt nevnt som en viktig forklaring på veksten i antall private helseforsikringer og er antatt å påvirke både etterspørsel etter individuelle forsikringer og arbeidsfinansierte forsikringer. Men som Aarbu (2008) påpeker,

finnes det noen forskjeller mellom de enkelte individer og bedrifter med hensyn til kjøpemotiver. Videre argumenterer Aarbu (ibid.) at konkurranse på arbeids- og forsikringsmarkedet har større betydning for bedriftenes etterspørsel etter privat behandlingforsikring enn helsekøer.

Noen mulige hovedgrunner for at bedrifter tegner kollektiv behandlingforsikring for sine ansatte som nevnes i den tidligere litteraturen er: rekruttering eller beholdning av arbeidskraft, forebyggende tiltak, sikringstiltak for å hindre sykefravær eller som en slags ”outsourcing” av bedriftenes håndtering av sykefravær (Kaspersen & Kalseth, 2010)

- Hva kjennetegner yrkesaktive som er dekket av arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring, når vi sammenligner med de som står uten slike forsikringer?

Et sentralt spørsmål er i hvilken grad tidligere nevnte hypoteser om bedriftenes motiver for kjøp av privat behandlingforsikring, har betydning for sosiale skilnader i helse. Tidligere studier har vist at det er en viss, sosial skjevfordeling i forhold til hvem som er forsikret av behandlingforsikring, spesielt ved kollektive forsikringer (Seim et. al, 2007; Aarbu, 2009; Urkegjerde, 2010; Grepperud & Iversen, 2011, Besley et al., 1999).

Hovedformålet med behandlingforsikring er å redusere bedriftens sine kostnader ved sykdom ved å skaffe de ansatte raskere behandling. Man kan argumentere for at det antageligvis er bedrifter med store kostnader knyttet til høyt sykefravær som har mest å tjene ved tegning av slike forsikringer, og at ansatte med behandlingforsikring er størst blant næringer som er utsatt for høyt sykefravær. Grepperud og Iversen (2011) påpeker på bedriftenes etterspørsel etter behandlingforsikring taler for at arbeidsfinansiert behandlingforsikring (AF) ikke er arbitrær fordelt blant alle yrkesaktive. Noen av de nevnte hypotesene er relevante og tett knyttet opp mot min problemstilling og vil bli drøftet i senere i oppgaven i kapittel 3.

Å analysere hvilke egenskaper som skiller disse gruppene fra hverandre, kan være nyttig for å klargjøre hvilke forholdsregler som må ligge til grunn for å fremme en likere adgang til helsetjenester i fremtiden. Det vil også være viktig for myndighetenes holding til privat behandlingforsikringer og for den norske debatten om hvorvidt det er riktig av det offentlige å subsidiere private helseforsikringer. Ifølge Grepperud og Iversen (2011) kan en eventuell

innføring av fradragsrett for private helseforsikringer dekket av arbeidsgiver ” tolkes som overføring fra de fattige til de rike” og muligens bidra til å øke helseskilnadene i Norge.

Besley et. al (1999) påpeker på at kunnskapen på dette området er fremdeles begrenset, og at en virkelig god forståelse av bedriftsetterspørselen krever data for både bedriften og for de ansatte – data som vanligvis er vanskelig tilgjengelig. Levekårsundersøkelsene i 2008 og i 2012 inneholder opplysninger om individene har en privathelseforsikring, hvem som betaler den, samt andre opplysninger som la oss undersøke sammenhengen mellom ulike forklaringsvariabler og arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring. I tillegg til sosioøkonomiske variabler som kjønn, inntekt og utdanning er jeg ute etter å fange opp hvorvidt næringstilhørighet samt variabler som reflekterer helsetilstand påvirker forsikringsstatus.

Til oppgavens analyseformål vil det vært ønskelig å ha supplerende data fra forsikringsselskapenes egne kunderegister og surveydata på bedriftsnivå, da det antas at det finnes flere relevante variabler for bedriftenes etterspørsel etter privat behandlingforsikring som ikke er tilgjengelig i det aktuelle datasett.

- Har betydning av disse kjennetegnene endret seg eller har de holdt seg stabile over tid?

Det er nærliggende å tro at enkelte faktorer, (herunder kjennetegn ved ansatte) som tidligere har hatt stor betydning for sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring, ikke lenger har like stor betydning. Eksempelvis kan det tenkes at det å ha en høyere stilling har mindre effekt på forsikringsstatus i 2012 enn i 2008.<sup>1</sup> En mulig forklaring er at det etter hvert har blitt mer vanlig å forsikre samtlige ansatte i bedrift og at det ikke lenger er slik at bare ledere og ”nøkkelpersonell” forsikres.

På samme måte kan det antas at andre elementer kan ha fått større betydning for forsikringsstatus blant de ansatte. Dette kan komme som et resultat av økonomisk og demografisk utvikling eller innføring av ulike ordninger. Ifølge Aarbu (2008) er kombinasjonen av lave priser på forsikringer, gode økonomiske tider og konkurranse i

---

<sup>1</sup> I denne oppgaven brukes altså betegnelsene sammenheng, grad av sammenheng og effekt eller effektstørrelse i samme betydning. Grunnen til det er at uttrykket effektstørrelse eller effekt i statistikkitteraturen simpelthen betyr grad av sammenheng. Imidlertid kan en tverrsnittundersøkelse ikke uten videre brukes for å påvise en årsakssammenheng.

arbeidsmarkedet viktige etterspørselsdrivere for virksomhetenes kjøp av helseforsikringer. Studien til Seim (2007) viser også at sannsynligheten for å kjøpe privat helseforsikringer for de ansatte påvirkes av god økonomi, høyt utdanningsnivå og en høyere andel yngre ansatte.

En kan også tenke seg at en økning i inntekt eller lengre utdanning vil kunne redusere etterspørsel etter privat helseforsikring, mens teknologiske endringer (nye behandlingsmetoder) vil muligens øke etterspørsel etter privat helseforsikring. Uansett hvilken innfallsvinkel en ser det fra, vil bedriftenes etterspørsel etter behandlingsforsikrings forventes å vokse eller synke i takt med endringene i forhold på arbeids-og helseforsikringsmarkedet.

Oppgaven er inndelt i ni kapitler inkludert denne innledning. I *kapittel 2* redegjøres det for markedet for privat behandlingsforsikring i Norge og det presenteres informasjon om markedsstørrelse, forsikringsvilkår og antall aktører. Videre vises kort utbredelsen av behandlingsforsikring i Danmark og Sverige. Disse landene har mange likehetstrekk både med hensyn til velferdstjenester, privat behandlingsforsikring og et system parallelt til det i Norge. Det er dermed sannsynlig at en finner noenlunde samme trend i markedet for privat helseforsikring blant disse landene.

I *kapittel 3* gis en intuitiv presentasjon av skoft - modellen til Shapiro og Stiglitz (1984). Modellen har opprinnelig blitt utviklet for å forklare de eksisterende lønnsforskjellene mellom ulike arbeidstakere innefor effektivitetslønnsteori, men kan mulig ha relevans også for etterspørsel etter privat behandlingsforsikring. Deretter presenteres noen teoretiske perspektiver som prøver å forklare de hovedargumentene for at virksomhetene velger å tegne kollektiv behandlingsforsikring for sine ansatte. *Kapittel 4* er en gjennomgang av tidligere norsk og internasjonalt forskning på dette området. Sammen med det teoretiske rammeverket danner den tidligere forskning grunnlaget for å formulere hypoteser om hva som kan forventes å finne i denne studien. I *kapittel 5 og 6* presenteres utvalget og variablene som brukes i analysen, med tilhørende deskriptiv statistikk. Mens det i *kapittel 7* redegjøres for den økonometriske metoden. I *kapittel 8* presenteres resultater fra analysen og i *kapittel 9* oppsummeres og drøftes resultatene.

## 2 Det private helseforsikringsmarkedet

Stadig flere innbyggere i ulike land blir omfattet av en privat helseforsikring. Til tross for at Norge i et internasjonalt perspektiv har en velferdsmodell som tilbyr gratis helsetjenester til alle, er det norske markedet for privat helseforsikring i stadig vekst. Utviklingen i etterspørselen etter disse forsikringer som vi har observert de siste årene er ikke noe særnorsk fenomen. Også andre land som Danmark, Sverige og andre OECD-land har opplevd en kraftig økning i omfanget av private avtaler. I Danmark er det nå over to millioner som er dekket av privat helseforsikring og de fleste avtaler er tegnet etter 2002 (Forsikring & Pension ).

Vanligvis er privat behandlingsforsikring inkludert i tariffavtaler og omtrent 93 prosent av de danske forsikrede får forsikringen gjennom arbeidsgiver (Forsikring & Pension, 2014). Antall nordmenn som har en behandlingsforsikring er mer enn fordoblet på seks år, men selv om 437 000 hadde ved utgangen av 2014 slike forsikringer, utgjør dette bare 17 prosent av de sysselsatte (Finans Norge, 2014). Som i Norge og Danmark, har det svenske markedet for private helseforsikringer opplevd en kraftig økning i antall private avtaler. I 2014 hadde rundt 622 000 personer en privat helseforsikring og ca 75 prosent av disse var betalt av arbeidsgiver (Svensk Försäkring, 2015).

Private forsikrings rolle i helsetjenester og ulike type helseforsikringer forklares kort i avsnitt 2.1. Etter disse begrepene er forklart redegjøres det for markedet for private helseforsikringer eller behandlingsforsikringer i Norge (avsnitt 2.2) og i andre utvalgte land (avsnitt 2.3). Det er viktig å påpeke at noen av forfattere bruker ordet helseforsikring synonymt med behandlingsforsikring (Berge & Hygge, 2010, Seim et al., 2007) mens andre inkluderer (Thomas & Mossialos, 2004) også kritisk sykdomsforsikring i begrepet helseforsikring. I denne oppgaven er fokus på behandlingsforsikring og arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Begrepene behandlingsforsikring, privat behandlingsforsikring, brukes dessuten synonymt i oppgaven. Det samme gjelder for ordet arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring som brukes synonymt med arbeidsgiverbetalt forsikring og forkortelsen AF.

## **2.1 Private helseforsikringer**

I nyere litteratur innenfor fagfeltet helseforsikring identifiseres det fem ulike roller for private helseforsikringer. Ifølge forfatterne Thomsen og Mossialos (2004), kan privat helseforsikring spille en dominerende, obligatorisk, substituerende, komplementær eller supplerende rolle, i samspill med den offentlige forsikringsordningen som finnes i hvert enkelt land. Bakgrunnen for ulike modeller for utforming og organisering av private helseforsikringsordninger kan relateres til graden av tilfredshet med det offentlige tjenestetilbudet i tillegg til ulike myndighetsstrategier.

I dette avsnitt har jeg valgt å bruke begrepet helseforsikring når jeg refererer til forskjellige behandlingsavtaler mellom bedrifter eller individer og forsikringsleverandør, da forsikringsordningene i ulike land kan omfatte utbetaling både i form av kontantutbetaling og behandling.

### ***Dominerende***

Dominerende helseforsikringer finner en mest i USA, hvor det er private helseforsikringer som i hovedsak finansierer helsetjenestene for nesten 75 prosent av de yrkesaktive.. Eldre og personer med lav inntekt blir dekket av offentlige helseprogrammer. De private helseforsikringene kjøpes frivillig, og hovedsakelig via arbeidsgiver.

### ***Obligatorisk***

I Sveits har det vært siden det 1996 obligatorisk for alle innbyggere å kjøpe private helseforsikringer. Helseforsikring er obligatorisk som tiltak mot ugunstige utvalg og risikoseleksjon og myndighetene kontrollerer og overvåker markedet.

### ***Substituerende***

Er en type helseforsikring som tilbyr forsikring som ellers er dekket fra statens side. Slik forsikring kjøpes av de som ekskluderes fra statlig forsikringsordning. Thomson og Mossialos (2004) forklarer at disse forsikringer omfatter personer med veldig høye inntekter i (Nederland) eller selvstendig næringsdrivende i Belgia. Substituerende helseforsikring finner man også i Tyskland, hvor ansatte med høye inntekter har mulighet til å melde seg ut fra den lovbestemte, statlige helseforsikringen.

### ***Komplementær***

Omfatter tjenester som er ekskludert eller som ikke er tilstrekkelig dekket av offentlige helseforsikringer, eksempelvis dekning for tannpleie. Tilbudet i en komplementær helseforsikring varierer med tilbudet av offentlige helseforsikringer og hvilke tjenester forsikringen dekker varierer fra land til land. Frankrike, Italia, Danmark Slovenia og Canada er blant landene som har en ordning med komplementær privat helseforsikring.

### ***Supplerende***

Supplerende privat helseforsikring tilbyr vanligvis de samme tjenestene som offentlige helseforsikringer. Formålet er å tilby bedre valgmuligheter av helsetjenester og slik kunne gi individene raskere tilgang til behandling ved private helseinstitusjoner. Denne typen helseforsikringer eksisterer i alle vesteuropeiske land som for eksempel Irland, Norge, Finland, Sverige og Storbritannia. Supplerende helseforsikring selges ofte i kombinasjon med komplementær og/eller substituerende privat helseforsikring. Dette er for eksempel tilfellet i Danmark, hvor privat helseforsikring i tillegg til å være supplerende også spiller en komplementær rolle.

Private helseforsikring kan deles i tre hovedtyper: brukerbetalingsforsikring, forsikring ved kritisk sykdom og behandlingsforsikringer. I Norge, er behandlingsforsikringer de vanligste helseforsikringer som tilbys av ulike forsikringsselskaper.

### ***Brukerbehandling***

Formålet med denne forsikringstype er å gi forsikrede kompensasjon for eventuelle tjenester som ikke dekkes av de offentlige helsesystem som for eksempel fysioterapi eller tannpleie. Private helsetjenester som omfatter slike forsikringstyper er vanlige i Danmark, mens i Norge eksisterer nesten ikke brukerbehandlingsforsikring.

### ***Kritisk sykdom***

Forsikring ved kritisk sykdom gir en kontantutbetaling av et forhånds bestemt beløp ved diagnostisering av en rekke sykdommer (for eksempel forskjellige typer kreft). Erstatninger kan brukes fritt, og kan dekke eventuelle behandlingskostnader. Kritisk sykdomsforsikring er utbredt i Norge, og Finansnæringens Hovedorganisasjon (FNH) oppgir at over 300 000 nordmenn er dekket av denne type forsikring (Grepperud et al., 2011). I Danmark er denne type forsikring ofte koblet sammen med en pensjonsordning ettersom forsikringstakere ikke nødvendigvis behøver å bruke utbetalingen til behandling.



## ***Behandlingsforsikring***

Det går fram av kartlegginga av markedet for private helseforsikringer at behandlingsforsikringene hovedformål er å gi tilgang til rask behandling i tillegg til å dekke behandlingsutgiftene. Gjennom dette vil en redusere sykdomstiden gitt at ventetid på behandling ved offentlig helsevesen er lengre enn forsikrende sin behandlingsgaranti. Behandlingsforsikringen dekker kostnader ved selv behandlingen samtidig som den gir forsikringstaker adgang til visse private aktører som tilbyr helsetjenester. Denne typeforsikring trer ikke i kraft i det en blir syk, og vil derfor ikke har noen direkte forebyggende effekt eller reduserer sannsynligheten for å bli syk. I nordiske land er det vanlig at behandlingsforsikringer tilbyr ventetidsgarantier, og behandling hos utvalgte spesialister eller sykehus. Grepperud & Iversen (2011) påpeker at denne type helseforsikring utgjør nesten 98 prosent av det norske markedet for behandlingsforsikring.

## **2.2 Det norske markedet for privat behandlingsforsikring**

I dette delkapittel redegjøres det for det norske markedet for privat behandlingsforsikring. For den videre fremstillingen er det nødvendig først og fremst å etablere en forståelse for hvordan endringer i norsk helsepolitikk kan ha bidratt til å forstrekke etterspørsel etter privat helseforsikring. Deretter presenteres markedsaktører som tilbyr behandlingsforsikring med informasjon om markedsandel og størrelse. Videre gir jeg en oversikt over vilkår og noen priseksempler hos de ulike tilbydere av behandlingsforsikring.

Berge et al. (2010) argumenterer for at en del av den sterke veksten som observeres i markedet for privat behandlingsforsikring kan ses i sammenheng med regleverk og policyendringer. De siste årene har regleverket knyttet til private helseordninger vært utsatt for flere endringer, spesielt endringer i beskatning for arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring.

I 2003 innførte, norske myndigheter, ved Bondevik II-regjeringen, regler som innebar skattefritak for behandlingsforsikring dekket av arbeidsgiver. Det er rimelig å anta at tiltaket stimulerte arbeidsgivers kjøp av denne type privat helseforsikring og at veksten som observeres i markedet i perioden 2004 -2005 kan knyttes til lovendringen.

Beskatningsreglene for privat helseforsikringen ble endret i 2006 av Stoltenberg II-regjeringen, så forsikringene ikke lengre var fritatt for beskatning. Det var forventet, at det ville gi færre helseforsikringer, men antall forsikrede er bare fortsatte med å stige. I en rapport utarbeidet av Manifest Analyse (2009) hevdes at innføringen av obligatorisk tjenstepensjon (OTP) for alle norske bedrifter i 2006 kan være en mulig årsak til at innstramningen i beskatning av naturalytelser ikke gav en betydelig reduksjon i veksten i markedet. Innføring av OTP var et viktig bidrag i arbeidet for en trygg pensjon for alle. Det førte blant annet til at flere bedrifter kjøpte private pensjonsforsikringer fra forsikringsselskapene der også behandlingsforsikring var inkludert som en del av tilbudspakke(ibid).

### ***Markedsaktører***

Ifølge Finansnæring Fellesorganisasjon (FNO) er det per i dag 8 aktører i markedet for individuelle behandlingsforsikringer: Codan Forsikring/Vertikal Helseassistanse, Eika Forsikring, Gjensidige, SpareBank 1, Storebrand, Troll, Tryg og Vardia Insurance Group. I markedet for kollektive avtale eksisterer 7 profilerte aktører: Vertikal, Gjensidige, If, SpareBank1, Storebrand, Tryg og Vardia Insurance Group (FNO, 2014).

Finansnæringens Fellesorganisasjon ble etablert 1. januar 2010 av Sparebankforeningen og Finansnæringens Hovedorganisasjon (FNH), og representerer blant annet alle de store, norske forsikringsselskapene. FNO publiserer statistikk på antall behandlingsforsikrede, bestandspremie og markedsandeler for de åtte største leverandørene av behandlingsforsikringer i Norge, og tidsserien i det jeg har funnet på FNO sin nettside inneholder tall fra og med 2014.

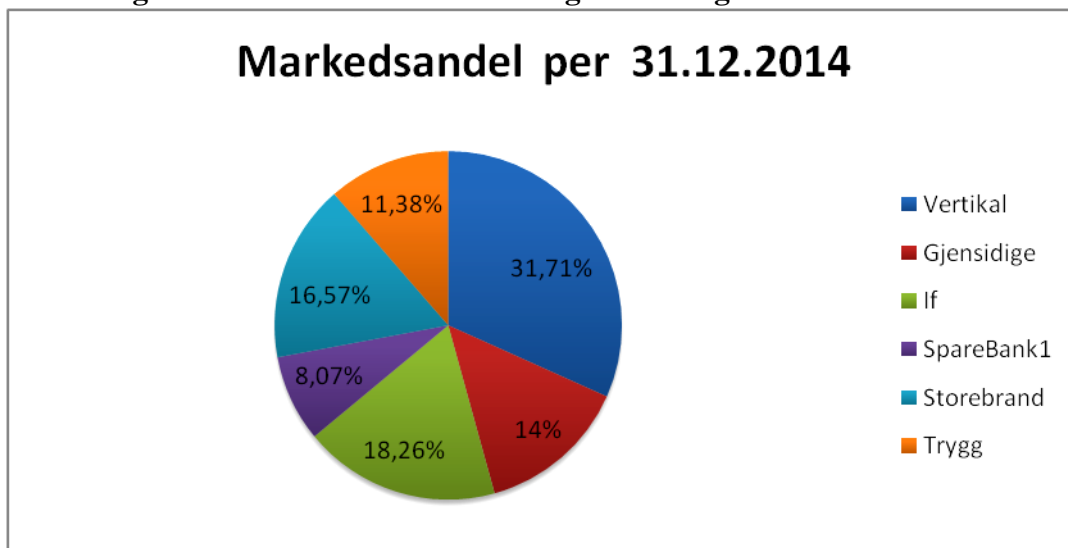
Markedet for private helsetjenester i Norge har historisk sett vært dominert av de tradisjonelle forsikringsselskapene som Storebrand og Gjensidige, men i de siste årene har også komtselskaper på markedet som tilbyr ordninger som ligner på de tradisjonelle helseforsikringer. Et eksempel er Vertikal Helseassistanse AS. Fleste av leverandørene av private avtaler tilbyr differensierte produkter med forskjellige forslag både for virksomheter og enkelt individ.

En av de mest profilerte aktørene på markedet er Vertikal Helseassistanse AS, forsikringsselskapet har eksistert i Norge siden 1998. Denne leverandør tilbyr forsikringsbaserte helsetjenester til arbeidsgivere, privatpersoner, organisasjoner og kommuner. Selskapet profilerer sitt tilbud som et bidrag til redusert sykefravær og redusert

ventetid på behandling. I utgangspunkt representerer ikke Vertikal et tradisjonelt forsikringselskap, men kan betegnes som *en kompetansebasert organisasjon* (tatt fra bedriften egen nettside) som supplerer de offentlige helsetjenester.

Figur 2.1 gir en oversikt over markedsandelen de ulike forsikringselskapene har. Vi ser at de største aktorene i markedet for kollektive avtale er Vertikal og If som har til samme en markedsandel på omtrent 44 prosent. Gjensidige, SpareBank1, Storebrand og Trygg deler resten av markedet mellom seg. Av de ulike selskapene på markedet for private helseforsikringer konsentreres fremstillingen om tre ulike og høyt profilerte forsikringselskaper: Vertikal, Storebrand og If Skadeforsikring.

**Figur 2.1 Markedet for behandlingsforsikring. Kollektive avtale**



Kilde: FNO, 2016

De siste årene har det skjedd noen endringer i markedet for behandlingsforsikring og flere selskaper har begynt å tilby kollektive behandlingsforsikringer. Dette kan ses som en tilpassning av markedet til den økende etterspørsel etter private helseforsikringer. Økning i antall aktører på markedet er også et tegn på at forsikringsbransjen anser dette som et attraktivt marked med en voksende etterspørsel. I 2008 var det bare 6 aktører for individuell behandlingsforsikring, og samme antall aktører i markedet for kollektiv behandlingsforsikring. De største selskapene i markedet sett under ett var Storebrand og Vertikal med en samlet markedsandel på 63 prosent (Urkegjerde 2010). Forsikringselskapet

If hadde i 2008 en markedsandel på 10 prosent mens i 2014 opplevde en økning i markedsandel med over 8 prosent.

I tabell 2.1 vises antall personer som har behandlingsforsikring fordelt på kollektive avtale hos de ulike selskaper for årene 2011–2014. I markedet for kollektive private helseforsikringer er det noe større konkurranse mellom aktørene. Tabellen viser at Vertikal Helseassistanse har opplevde en kraftig vekst i antall kunder i årene 2011–2012 og er den største tilbyder av kollektive behandlingsforsikringer i markedet.

Tabell 2.1 Antall behandlingsforsikringer. Kollektive avtale 2011–2014

| Markedsaktører          | 2011   | 2012    | 2013    | 2014    |
|-------------------------|--------|---------|---------|---------|
| <b>Vertikal</b>         | 32 904 | 109 067 | 121 986 | 127 097 |
| <b>Gjensidige</b>       | 37 094 | 40 984  | 48 613  | 56 115  |
| <b>If NUF</b>           | 55 746 | 69 843  | 74 816  | 73 196  |
| <b>Sparebanken 1</b>    | 21 287 | 26 780  | 29 319  | 32 354  |
| <b>Storebrand</b>       | 37 894 | 50 188  | 59 097  | 66 426  |
| <b>Tryg Forsikring</b>  | 25 749 | 28 779  | 34 974  | 45 619  |
| <b>Vardia Insurance</b> | -      | -       | -       | 15      |

Kilde: FNO. Alle tall er per 31.12 hvert år

Tall fra FNO per 31.12 2014, viser at mer enn 400 822 personer hadde kollektive behandlingsforsikringer i Norge ved utgangen av 2014 – tilsvarende en vekst med 14,54 prosent fra 2013, og hele 347 prosent vekst fra 2008. Andelen behandlingsforsikrede som er forsikret gjennom kollektive avtaler (gjelder hovedsakelig forsikringer gjennom arbeidsgiver) har økt jevnt de siste årene, og ifølge (FNO) antall forsikrede for 1.kvartal 2016 var 480 000 individer. Av dem har 440 000 behandlingsforsikring via arbeidsgiver, mens rundt 41 000 har tegnet forsikringen selv. (ikke opplyst i tabell 2.2)

Tabell 2.2 Samlet antall behandlingsforsikringer. 2008–2014

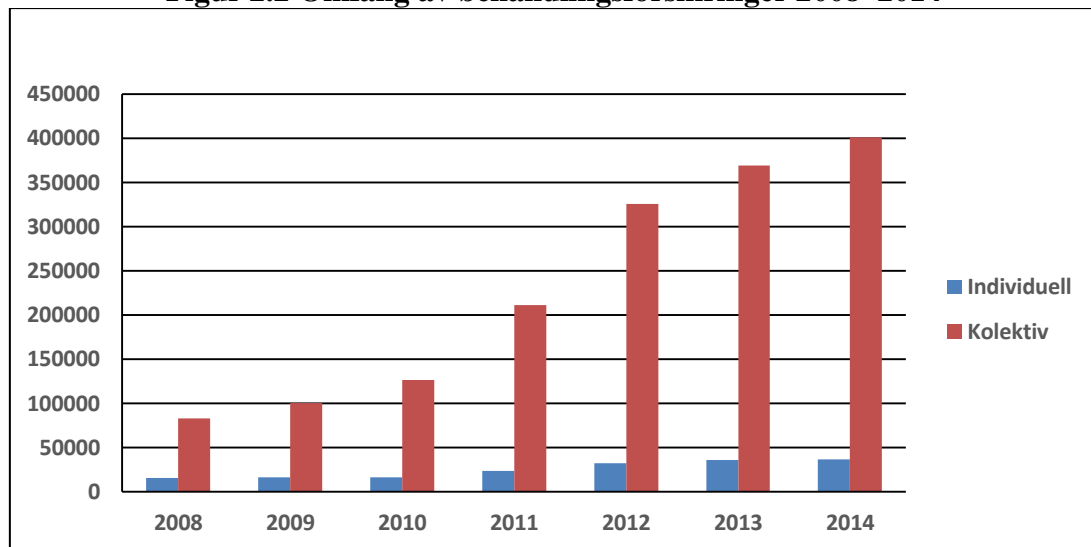
|                                 | 2008   | 2009    | 2010    | 2011    | 2012    | 2013    | 2014    |
|---------------------------------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <b>Individuelle avtaler</b>     | 15 265 | 15 803  | 15 723  | 23 065  | 31 827  | 35 515  | 36 315  |
| <b>Kollektive avtaler</b>       | 82 396 | 99 848  | 126 019 | 210 674 | 325 641 | 368 805 | 400 822 |
| <b>Totalt antall forsikrede</b> | 97 661 | 115 651 | 141 742 | 233 739 | 357 468 | 404 320 | 437 137 |

Kilde: FNO. Alle tall er per 31.12 hvert år

Figuren 2.2 viser utviklingen i markedet for behandlingsforsikring i perioden 2008–2014. Venstre søyle viser behandlingsforsikringer kjøpt av enkelte individer, mens høyre søyle viser arbeidsgiverbetalt forsikring. Vi kan se tydelig at kollektive avtaler dominerer markedet for

behandlingsforsikringen. Tallene er hentet fra FNO og gjelder per i dag tilgjengelig statistikk og inkludere alle forsikringsselskapene. Som figuren viser har antall kollektive forsikringer økt kraftig i løpet av disse årene, mens veksten i antall individuelle forsikringer har vært mer stabil og moderat; FNO anslår at mer en 85 prosent av disse avtale omfatter kollektive avtaler(FNO, 2014).

**Figur 2.2 Omfang av behandlingsforsikringer 2008–2014**



Kilde: Basert på tall fra FNO

Videre viser figuren også en trend med færre behandlingsforsikringer mot slutten av 2008-tallet, da markedet så ut til å ha flatet ut. Finanskrisen kan nevnes som en mulig årsak til at veksten i behandlingsforsikringsmarkedet ikke var større fra 2008 til 2009.

### ***Vilkår og priser***

Forsikringsselskapene i helsemarkedet opererer med forskjellige behandlingssgaranti og produktene som tilbys er differensierte. Det vil si at de fleste avtalene som selskapene tilbyr til kundene har ulike priser, dekningsgrad og omfatter ulike type avtaler. Det kan være ganske stor prisforskjell på individuelle og kollektive avtale fra selskap til selskap, men en typisk behandlingsforsikring hos de ulike leverandørene dekker dagkirurgi, alle former for kreftbehandling, sykehusinnleggelse, og/ eller legespesialist behandling. For fysioterapi eller psykolog er det vanlig at forsikringer dekker bare et visst antall behandlinger (Berge & Hygge, 2010).

Helseforsikringer tegnes ofte av virksomheter eller fagforeninger, og kan tilbys som gruppeordninger. Dermed oppnås lavere priser enn hvis forsikringer tegnes individuelt(ibid).

Premiene ligger for en virksomhetsordning typisk rundt 1000–2000 kroner per ansatt om året avhengig av antall medarbeidere og dekningsgrad. Mens premien for en individuell helseforsikring er omkring 3000–4000 kroner om året (informasjon hentet fra forskjellige forsikringsselskaper sine nettsider). Forsikringer blir typisk dyrere for røykere, eldre og personer med dårlig helse.

Storebrand sine individuelle helseforsikringer er blant den dyreste på markedet med en pris som ligger over 3000 kr for en 30 åring og 5000 kroner for en 50 åring og for røykere er prisen 25 prosent høyere.<sup>2</sup>

Vertikal Helse, Norges ledende leverandør av helseforsikring, tilbyr lik premie uavhengig av alder, kjønn og livsførsel og krever heller ikke helseattest for forsikringskontrakten undertegnes. Denne type praksis virker overraskende og er ikke i tråd med forsikringsteori. Ifølge teorien, for at det skal være mulig for en forsikringsselskap å tilby forsikring, må premiene i gjennomsnitt reflektere forsikringstakernes risiko. Risikopremien er større, desto mer risikoaverse individene er. Dette skyldes at forsikringsmarkedet i praksis er preget av asymmetrisk informasjon, der forsikringsselskapene ikke har kunnskap om individenes risikogrupper: lavrisikogruppe versus høyrisikogruppe. Manglende tilgang til informasjon om helsetilstand gir risikovurdering vanskelig for forsikringsselskapene og fører til markedssvikt i form av ugunstige utvalg. Dersom forsikringsselskapene har full informasjon og kan skiller de to gruppene fra hverandre, overstående problem løses via prisdifferensiering slik at til hver av de to gruppene tilbys ulike kontrakter. Som oftest, forsikringstilbyderne samler inn informasjon om forsikringstakeres sykdomsrisiko gjennom helseattester og priser helseforsikringen avhengig av alder, kjønn eller livsstil. En måte å løse problemet knyttet til ugunstig utvalg er å tilby ulike helseforsikringer med ulik dekningsbidrag., såkalt risikoseleksjon. Dersom individene selv kan velge mellom kontrakter med ulike forsikringsdekninger, antas at de med lav sykdomsrisiko velger ordninger med lav premie og mindre omfattende avtale, mens individer med høy risiko heller vil betale mer og velge den mest omfattende avtale. Vertikal Helse tilbyr en lignende selvseleksjonsløsning og individene kan velge mellom ulike behandlingsgaranti på 10 eller 20 dager, der sistnevnte er den billigste. Denne praksisen, ifølge Aarbu(2009) gjør at selskapet har en lavere risiko for økonomisk tap og er mindre utsatt for problemer knyttet til ugunstig utvalg(skjulte egenskaper) som kan oppstå i forbindelse med helseforsikring.

---

<sup>2</sup>Kilde: [www.storebrand.no](http://www.storebrand.no)

Vanligvis ved kollektive avtale vil arbeidsgiveren fyller ut en arbeidsdyktighetserklæring, noe som benyttes i forsikringer der risikoen er utjevnet ved at antall medlemmer er så høy. I tillegg, gir den samlede risikoen lavere administrativ kostnader, rimeligere premier og flere alternative produkter og løsninger. Forsikringstakere (bedriftene) og medlemmene vil da nytte godt av en lav premie, som de ikke ville fått dersom de hadde tegnet individuell avtale (Seim et al.2007).

Prisen på behandlingsforsikring solgt som kollektiv avtale varierer fra selskap til selskap, og kan avhenge av hvor mange ansatte som dekkes og hvilken avtale som velges. Med andre ord, i utgangspunkt er forsikringspremie den samme for alle bedrifter som ønsker å inngå en kollektiv helseforsikring, men deretter gjøres det individuelle beregninger som er basert på antallet den konkrete ordning er ment å inkludere.

Gjennomsnittlig premie for arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring var i 2003 rundt 3500 kroner (Aarbu 2008), mens per i dag ligger litt over 2000 kroner.<sup>3</sup> Hem (2015) argumenterer at gjennomsnittlig kostnad til privat helseforsikring er sunket de siste årene og var i 2015, 2100 kroner årlig per ansatt, noe som i dag tilsvarer litt mer enn en dags sykefravær.(ibid)

Lavere priser peker mot at det er en økende konkurranse i forsikringsmarkedet. Dermed har virksomhetene større ressurser enn enkeltindivider og de kan oppnå forsikringsavtaler med gunstig priser og vilkår.

Besley (1999) poengterer også at ved en kollektiv avtale tilbyr forsikringsselskapet premier som er gruppebaserte (for eksempel vil alle ansatte som jobber i samme bedrift betaler samme premie, uavhengig av helsetilstand og alder) og dermed krever en lavere pris for å sikre seg mot ugunstig utvalg enn ved individuelle avtale. Med andre ord, i tilfelle med kollektive kontrakter, vi har en type risikoavlastning for forsikringsselskaper, en såkalt risk-pooling(ibid).

Seim et. al (2007) påpeker at fremtidig priser på forsikringer i økende grad vil differensieres, slik at bedriftene vil betale en pris som omfatter forventede kostnader ved forsikringer. På sikt

---

<sup>3</sup> Her har jeg hentet prisinformasjons fra forsikringsselskapet sin nettside og beregne fra FNO sin statistikk for 2014 en gjennomsnittlig pris på 2.178 kroner; bestandspremie / antall forsikrede). Aarbu også beregner en snittpremie for 2003 og 2007 basert på FNO sin statistikk over behandlingsforsikring.

kan det tenkes at forsikringsselskapene vil korrigere premier, siden skadeutbetalingene har økt betraktelig de siste årene. Økte ventetider i helsevesenet forventes det vil påvirke prisene på helseforsikringer og vil gi en økt bruk av forsikring.

De aller fleste aktører i markedet opererer med forskjellige ventetidsgarantier for behandling og operasjon. Selskapene samarbeider med forskjellige aktører i den private helsetjeneste og vil vanligvis garantere rask behandlingen innen en gitt tidsfrist, etter at henvisning fra fastlege er mottatt.

For eksempel Gjensidige har tre typer dekninger: Behandlingsgaranti Pluss som gir en garanti for behandling innen 14 dager, Behandlingsgaranti og Operasjonsgaranti som gir garanti for behandling innen 21 dager.

*If Skadeforsikring* betegner seg selv som Nordens ledende skadeforsikringsselskap med ca 3,6 millioner kunder i Norge og Baltikum.<sup>4</sup> Selskapet tilbyr kun kollektiv helseforsikringer rettet mot bedrifter og har en behandlingsgaranti innen 14 virkedager. Avhengig av antall ansatte tilbyr If helseforsikring i 3 produktnivåer organisert i en trappetrinnsmodell. For virksomheter med inntil 500 ansatte tilbudet gjelder det mest omfattende produktet, helseforsikring Super, som gir tilgang blant annet til ubegrenset antall konsultasjoner hos privat legespesialist, undersøkelser, nødvendig rehabilitering, erstatning for reseptpliktige legemidler, (inntil 10 behandlinger hos psykolog), online konsultasjon og helsetelefon. I tillegg til Helseforsikring Super, tilbyr If for store bedrifter med flere enn 500 ansatte, to mindre omfattende bedriftsprodukter: Helseforsikring Standard og Helseforsikring Basic som ikke gir dekning til for eksempel behandling hos kiropraktor eller psykolog.

Forsikringsselskapet *Storebrand* tilbyr som Gjensidige og If Skadeforsikring, en trinnbasert helseforsikringsløsning og opererer med ”garantert sykehusbehandling innen 14 dager”. Behandlingsavtale Topp som dekker 24 fysiske behandlinger per år hos fysioterapeut, undersøkelser og operasjon på sykehus og alle typer kreftbehandling i tillegg til psykologi og rådgivingstjenester. Behandlingsavtale Pluss, som har samme innholdet som Behandlingsavtale Topp, med unntak av at rådgivingstjeneste ikke er inkludert. Et mindre omfattende produkt er Behandlingsavtale Basis. Produktet er begrenset i forhold til Behandlingsavtale Topp, da denne blant annet ikke omtaler psykologi og rådgivingstjenester og dekker kun 5 fysiske behandlinger per år.

---

<sup>4</sup> Kilde: [www.if.no](http://www.if.no)



*Vertikal Helseforsikring* sin behandlingstilbud utnytter ordningen med fritt sykehusvalg og garanterer rask behandling innen 10 eller 20 dager. Forsikringspremiene som Vertikal tilbyr er altså avhengig av behandlingsfristen. Prisen per i dag for individuell avtale ligger på 507 kr i måneden for 10 dager behandlingsgaranti og 349 kroner/måned for 20 dager behandlingsgaranti. Siste nevnte er billigst da lengre tid øker sannsynligheten for å utnytte ledige behandlingsplass i det offentlige helsevesenet. Som nevnt før, forsikringsselskapet priser helseforsikringen uavhengig av kjønn, alder og livsstil og krever heller ikke noe helseattest før avtale inngås.<sup>5</sup>

Fritt sykehusvalg ordningen er ment å gi pasientene større likhet og tilgang til sykehustjenester uavhengig av hvilken plass de bor. I tillegg gir ordningen rett til å velge det offentlige sykehuset som har den korteste ventetiden (Berge & Hygge, 2010). I praksis betyr fritt sykehus ordningen at selskapet søker ledige plass til forsikringstakere i det offentlige helsevesenet. Hvis de klare å finne en ledig plass innen behandlingsfrisen, har selskapet kun administrative kostnader å forholde seg til. Hvor mye ledige kapasitet er i offentlige helsevesenet avgjør om selskapet trenger å benytte seg av private aktører.

### **2.3 Private helseforsikringer i andre utvalgte land**

De nordiske lands helsesystemer bygger på samme verdigrunnlag, har samme forhold mellom offentlige og private helsetilbudt og organiserer private løsninger i parallell til det offentlige tilbud. Privat helseforsikring i Danmark, Sverige eller Norge har en supplerende rolle og tilbyr i hovedsak de samme helsetjenestene som det offentlige helsevesenet. Med andre ord, forsikringer av denne type gir på mange måte en dobbeldekking og fremstår ofte som en utvidelse av valgmulighetene som finnes i offentlig systemer. Berge og Hygge (2010) påpeker at noen av salgsargumentene for slike typer forsikringer er raskere og bedre behandlingstilbud enn det et statlig helsevesen kan tilby. Selv om jeg bruker begrepet nordiske land, velger jeg å avgrense til privat helseforsikring i Danmark og Sverige. Disse land har fleste likhetstrekk med Norge og har vist samme trend i markedet for privat helseforsikring eller behandlingsforsikring.

---

<sup>5</sup> Kilde: [www.vertikalhelse.no](http://www.vertikalhelse.no), Personer over 67 år kan forsikres etter vurdering av helseerklæring.

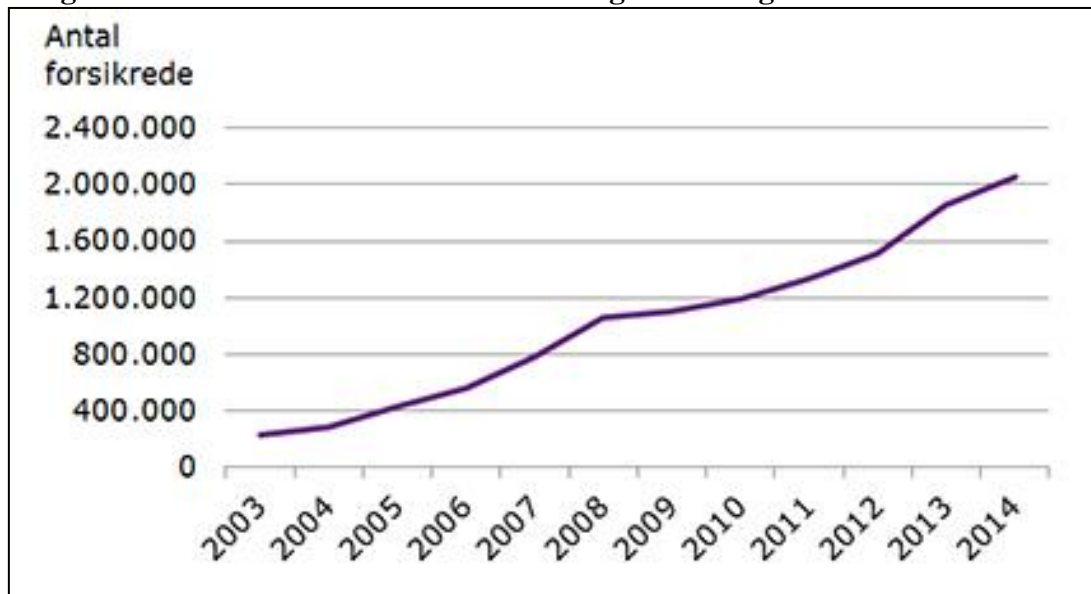
## Danmark

Private helseforsikringer i Danmark i tillegg til å være supplerende, spiller også en komplementær rolle. Noe som kan gi oss en mulig forklaring på hvorfor i Danmark er utbredelsen av private helseforsikringer langt større enn i andre Nordiske land. Det finnes tre typer private helseforsikringer som tilbys på det danske markedet: kritisk sykdomsforsikring, brukerbehandlingsforsikring og behandlingsforsikring eller ("sundhetsforsikring"). Det er den sist nevnte type forsikring som tilsvarer den norske, private behandlingsforsikringen (Kjellberg et al., 2010).

Typisk dekker en privat behandlingsforsikring i Danmark behandling hos kiropraktor, fysioterapeut, deler av utgiftene til behandling på privat sykehus, undersøkelser, sykehusopphold, medisin og / eller operasjoner.

Danmark har som Norge innført ordning med fritt sykehusvalg som gir muligheten til danske pasienter som har henvisning for å selv velge sykehus for undersøkelse eller behandling. Fra og med 2002 omfatter ordningen også behandling på private og utenlandske sykehus (ibid).

**Figur 2.3 Antall forsikrede med behandlingsforsikring i Danmark 2003–2014**



Kilde: Forsikring & Pension.

I figur 2.3 kan man se utviklingen i antall tegnede forsikringer i perioden 2003–2014. Veksten i antall forsikrede fra 2003 til 2008 var på omtrent 26 prosent og mesteparten av de forsikrede

hadde forsikringen betalt av arbeidsgiver. Ifølge Forsikring og Pensjon (2014) var ca. en million danske arbeidstakere dekket av slike forsikringer ved utgang av 2010. (se også figur 2.4).

Den kraftige økning i omfang kan ses i sammenheng med innføring av skattefritak i arbeidsgiverfinansierte behandlingsforsikring i 2002. Kravet for skattefritaket var at ordningen måtte omfatte alle ansatte i bedriften. Fra og med 2012 har Danmark endret reglene for beskatning av medarbeidernes helseforsikring. Skattefritaket ble reversert i den forstand, at ansatte blir fordelbeskattet for bedriftenes utgifter til behandling eller kjøp av privat behandlingsforsikring til sine ansatte.

I 2012 var det rundt 1,5 millioner dansker som hadde private behandlingsforsikringer og tallet fortsatte å øke i de senere årene (Forsikring & Pension, 2014). Omfanget av private helseforsikringer har ikke falt vesentlig som forventet, etter fjerningen av skattefritaket i 2012. Ifølge samfunnsøkonomisk teori når prisen på en varer øker vil vanligvis etterspørsel synke.<sup>6</sup> Dette kan tyde på at bedriftene ønsker å tilby behandlingsforsikring som et velferdsgode eller frynsegode for de ansatte. En annen mulig forklaring kan være er at de fleste bedriftene anser ansatte som en viktig ressurs og langvarig sykemeldinger kan det da også ende med å bli en stor og økonomisk belastning for bedriften. Derfor er det i høy grad bedriftenes interesse å redusere sykefraværet og behandlingsforsikring kan være et rimelig og effektivt redskap. I tillegg kan grunnen til den fortsatte populariteten være at de som hadde privat behandlingsforsikring gjennom jobben, ikke ble det gjort oppmerksom på endringer av forsikringsordninger. Dette har sannsynlig ført til at de ansatte har fortsatt med ordningen.

Figur 2.4 viser at det er de arbeidsgiverfinansierte helseforsikringene som er dominerende. Den danske bransjeorganisasjonen Forsikring og Pension anslår at ved slutten av 2008-tallet hadde hele ni av ti danske helseforsikringer gjennom arbeidsplassen. Danske myndigheter samler ikke inn data om hvem som har en privat helseforsikring og tilgjengelig tidsserien fra Forsikring & Pension går foreløpig fra 2003 til 2008. Hovedtall om fordeling av private helseforsikringer 2012–2014 viser imidlertid at antall arbeidsgiverbetalte forsikringer i 2014 var på 2 114 000, mens individuelle avtaler omfattet bare 55 000 personer (Forsikring & Pension, 2014).

---

<sup>6</sup> Antakelse refereres ofte til som ”loven(hypotese) om avtakende etterspørsel” og omtales sammenheng mellom etterspørsel og prisen på en normal gode.

**Figur 2.4 Andel kollektive og individuelle private helseforsiringer.  
Danmark 2003–2008**



Kilde Forsikring & Pension.

Den største forsikringsleverandør av komplementær helseforsikring i Danmark er ”Sykeforsikring danmark ” med rund 2,3 millioner forsikrede i 2014 (Forsikring og Pensjon, 2014). Selskapet eies av medlemmer og tilbyr forsikringsordninger som betegnes som brukerbetalingsforsikring. Arbeidsfinansierte behandlingsforsikringer og forsikringer som tegnes av enkeltperson tilbys av kommersielle forsikringsselskaper. De seks største selskapene som opererer på det danske markedet omfatter PFA Pension (33,2 % ), Trygg (13,4 %), Danica (12,1 %), Skandia (10,1 %), Codan/ Vertikal Helse (9,8 %) (Alexandersen et al., 2016).<sup>7</sup>

### **Sverige**

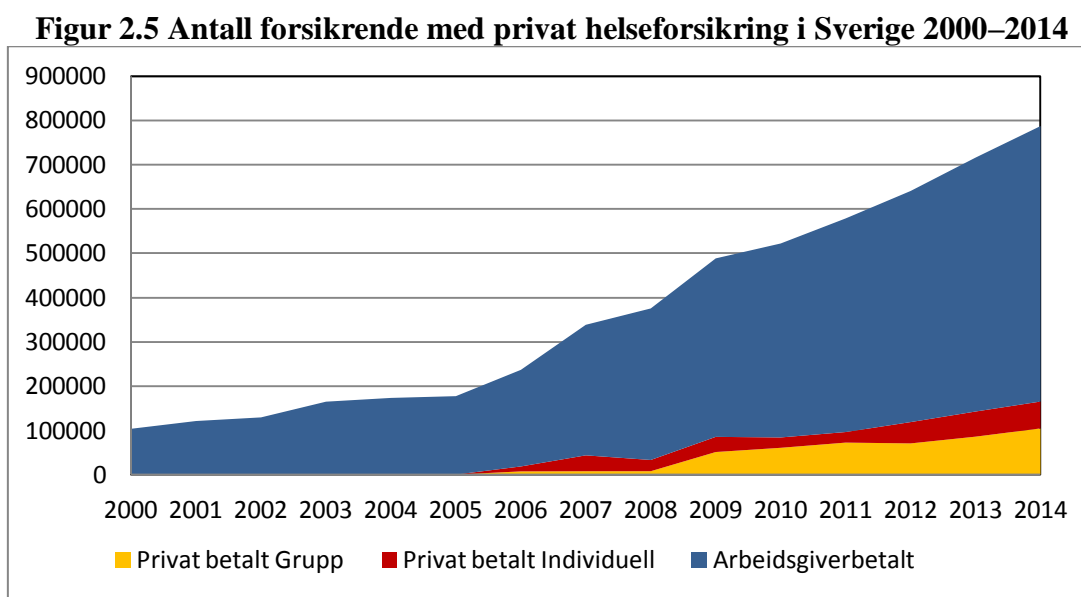
Private helseforsikringer på det svenske markedet har i hovedsak en supplerende rolle, som i Norge, og omfatter to typer forsikringer: ”sjukförsäkring” og ”sjukvårdsförsäkring”(heretter privat helseforsikring). Sjukförsäkring er en type forsikring for tapt inntekt som dekket gapet mellom sykkelønn og vanlig lønn når man blir syk(Berge & Hygge, 2010).

”Sjukvårdsförsäkring” er en behandlingsforsikring som dekker utgiftene som følge av behandling i spesialtjenester, opphold ved private sykehuset og helserådgiving. Omfanget av private helseforsikringer har økt fra 360 000 antall forsikrede i 2010 til over 600 000 i 2014(Svensk Försäkring, 2015; figur 2.5).

<sup>7</sup> Markedsandelen for de ulike forsikringsselskaper per 2014.

Behandlingsforsikring i Sverige kan tegnes som individuell, kollektiv eller arbeidsgiverfinansiert forsikring og ligner både i form og innhold på de private helseforsikringer som selges i Danmark og Norge. Mesteparten av forsikringsselskapene som tilbyr privat helseforsikring på det svenske markedet har også etablert seg både på det danske og norske markedet.

Den betydelige økning i markedet tilskrives i stor grad bedriftenes kjøp av privat helseforsikring på vegne av sine ansatte. Ifølge Försäkringsförbundet var ca 80 prosent av alle privat helseforsikringer i Sverige betalt av arbeidsgiver i 2014. Det er vanlig at bedriftene kjøper helseforsikringer på vegne av alle sine ansatte og ikke bare for ledere eller nøkkelpersonell. Private helseforsikringer har det også blitt mer og mer utbredte i den offentlige sektoren og enkelte svenske kommuner har valgt å tegne kollektive avtale for sine ansatte (Berge & Hygge, 2010).



Kilde: Försäkringsförbundet, statistikk revidert 2014

Av figur 2.5 framgår det at den relative andelen av arbeidsgiverbetalte helseforsikringer er størst i markedet. Samtidig observeres det i perioden 2006–2008 en midlertidig reduksjon på grunn av en betydelig økning i antall individuelle avtaler. Til tross for at beskatningsreglene er nokså like i Sverige og Danmark, har utviklingen i det svenske markedet for privat helseforsikring vært moderat og ikke like stort i omfang. I det svenske markedet er ca 15

forsikringsselskaper som tilbyr privat helseforsikring. Markedet domineres i dag av fire store aktører som har en samlet markedsandel på 88 prosent: Trygg Hansa (38 %), Länsförsäkringar (19 %), Folksam (20 %) og If med 11 prosent.(Andersen et al., 2016).

Hvis vi sammenligner tilgjengelig data fra de tre skandinaviske landene for andel av behandlingsforsikringer som er tegnet i perioden 2003 til 2014, ser vi at det er langt flere forsikrede i Danmark enn i Sverige og Norge. Mens over halvparten av den danske befolkning har en privat behandlingsforsikring, er andelen vesentlig lavere i Sverige og Norge. Det er på tross av at begge landene liksom Danmark har opplevd en økning i antall av privat behandlingsforsikring de seneste årene.

### ***Avsluttende kommentarer***

Det internasjonale markedet for privat helseforsikring har endret seg betydelig gjennom de siste 10 årene og stadig flere innbyggere har en slik forsikring. Ifølge statistikken til FNO, i 2014, har i Norge over 437 000 personer tegnet en privat helseforsikring. Mens i Sverige og Danmark har henholdsvis 2 million og 622 000 personer gjort det samme.(jf. avsnitt 2.2 og 2.3)

Forklaringen på denne utvikling skal sannsynligvis søkes på flere plan. Noen hevde at private helseforsikringer tilbys av arbeidsgiver som et frynsegode for å tiltrekke og beholde arbeidskraften. Eller for å redusere kostnader knyttet til sykefraværet. Andre ser veksten i privat helseforsikring som en respons til økende mistillit til helsevesen som skyldes lange helsekøer og ventetid (Berge & Hygge, 2010)

Det er dermed vanskelig å konkludere at det bare kan være ventetider som forklare den sterke veksten i etterspørsel etter private helseforsikringer. Alexanderson et al. (2016) sier at privat behandlingsforsikring:

*”... is meant to overcome the challenges of limited capacity and long waiting times by providing faster access to examination and treatments. It should however be noted that the expansion of (duplicate) VPHI has taken place at a time when waiting times were reduced in Denmark, Finland, and Sweden ... In Norway the picture is different as (median) somatic care waiting times have increased since 2005, but been stable within psychiatric care ...”*

Det er viktig å merke at private helseforsikring i land innefor OECD-området spiller ulik rolle i relasjon til den offentlige helsetjenesten. De kan være dominerende, obligatoriske, komplementære, substituerende eller supplerende i forhold til de statlige ordningenes dekningsgrad. Supplerende helseforsikringer finnes både i Danmark, Sverige og Norge, og er hovedfunksjonen til privat helseforsikring i Norge og Sverige.

Det er samtidig forskjeller mellom landene med hensyn til skatteregimer for tilfelle der den private helseforsikring betales av arbeidsgiver. I Danmark har denne type forsikring vært skattefritt i over ti år fram til 2012, og utbredelsen av private helseforsikringer er langt større enn i Norge. I dag som følge av lovendring i begge de to landene, må ansatte som har behandlingsforsikring finansiert av sin arbeidsgiver skatte av denne, på lik linje med andre naturalytelser eller frynsegoder. I Sverige har det så langt, vært den samme beskatningen av arbeidsfinansierte helseforsikringer (Berge & Hygge, 2010). Private behandlingsforsikringer som er finansiert av arbeidsgiver er skattefrie for de svenske ansatte og arbeidsgiveren har ingen fradragrett for utgiften.

Få området innen forsikring har økt så mye som helseforsikring. Det er rimelig grunn til å anta at etterspørselen etter private helseforsikringer vil stige i takt med økende velstand og at antallet av forsikrede vil øke i fremtiden i alle skandinaviske land. Men det er ikke noe åpenbart og entydig måte ” å spå ” den fremtidige etterspørsel etter privat helseforsikring. Tre indikatorer peker i retning av en fortsatt økt etterspørsel: den teknologiske utvikling, befolknings helsetilstand og sykdomsutvikling, og befolknings oppfatning av egen helse. Herunder vil etterspørsel også påvirkes av utviklingen i befolkning(demografi) og befolkningens sammensetning; for eksempel belaster forskjellige aldersgruppe den offentlige helsetjenesten på forskjellige måter. Etterspørsel etter helsetjenester vil alltid ha en tendens til å overstige tilbud. Årsakene er flere. Innføring av nye behandlings metoder og teknologi i at flere pasienter kan behandles for samme sykdom. Dessuten er flere av de offentlige helsetjenester umiddelbart gratis eller meget subsidiert av borgerne. Utviklingen i markedet vil også være avhengig av andre forhold som for eksempel forsikringenes fordelsbeskatning eller gunstig økonomisk situasjon.

### 3 Økonomisk teori

I dette kapitlet vil jeg trekke fram noen teoretiske bidrag som søker å forklare virksomhetens etterspørsel etter private helseforsikring. Innledningsvis i kapitlet presenteres kort teorien om humankapital og Grossman-modellen. Videre presenteres teorien om "efficiency-wage" og i avsnitt 3.2.1 skoftmodellen til Shapiro og Stiglitz (1984). Deretter redegjøres det for flere modeller som er beslektet med overnevnte modell. Dale-Olsen (2002) påpeker at hovedprinsippene i disse teorier er knyttet til frynsegoder "*... som motivasjonsskapende faktor, som en seleksjonsskapende faktor eller kompensasjon for et eller annet fenomen forbundet med arbeidstakernes jobbpplikter...*"

#### 3.1. Humankapital teori. Grossman (1972)

Mye av økonomisk teori innenfor tema om private helseforsikringer bygger på Grossman (1972) sin modell, som søker å forklare etterspørsel etter helse og helsetjenester i lys av humankapitalteorien. Modellen gir en teoretisk begrunnelse for individenes etterspørsel etter helse. I Grossman- modellen er individene både konsumenter og produsenter av helse. Ifølge teorien betraktes helse som et konsumgode eller investeringsgode, og helsetjenester er innsatsfaktorer som brukes til å produsere god helse. Individene invester i seg selv gjennom trenning, utdanning og helse for å øke sin inntekt. Med andre ord, individene investerer i helse for å øke sin helsebeholdning. Et viktig poeng er at Grossman antar at individene har en helsebeholdning som depresieres over tid, desto eldre individet er. Helse blir etterspurt ut fra et konsumeringsmotiv fordi god helse gir ekstra nytte. Samtidig, er helse ei investering, ved at god helse påvirker antall friske dager man kan jobbe, og dermed lønnsinntekt. Egeninvestering i helse, ved kjøp av helsetjenester eller kostnader knyttet til trenning, innebærer en pengekostnad. Derfor må individene foreta en avveining mellom fritid og arbeid, og helse relatert konsum og vannlig konsum. Tid og penger brukt på egeninvestering i helse, samt avveining mellom fritid og arbeid, er viktige faktorer som påvirker individs etterspørsel etter helsetjenester. I tillegg, investering i helsen vil kunne gi bedre helse nå og i fremtiden og en rasjonell aktør vil velge å investere helt til marginalnytte er lik marginalkostnaden.

Videre nevnes i modellen noen viktige faktorer som avgjør et individs etterspørsel etter helsetjenester, nemlig alder, inntekt, usikkerhet og utdanning. Etterspørsel etter helsetjenester antas å øke med inntekt og utdanning og avta med alder. Utdanning er i følge Grossman en



form for investering i humankapital. Økt utdanning og kunnskap antas å øke marginalproduktiviteten av å investere i helse. Selv om etterspørsel etter helse øker, kan det være at individer med høyere utdanning etterspørre mindre av helsetjenester. Økt lønn gjør det viktigere å holde seg frisk fordi nytten av å være frisk er større ved høy inntekt enn ved lav inntekt. Dette innebærer bortfall av inntekt og produktivitet ved sykdom. Det norske tilfellet med full godtgjørelse ved sykdom, kan derfor tenkes å påvirke dette utfallet.

Ut fra tankegangen i Grossman-modellen (Grossman, 1972) betraktes bedriftenes kjøp av privat helseforsikring på vegne av sine ansatte som et investeringsgode. Investering i helse vil kunne gi bedre helse som indirekte påvirker ansattes produktivitet og antall friske dager til arbeid. I denne sammenheng, helseforsikringer benyttes som tiltak for å redusere sykefraværet i bedriftene. Besparelsen for bedriften er at de slipper utgifter til sykelønn i arbeidsgiverperioden. Mens bedrifter antas å kjøpe privat helseforsikring for å redusere sykefraværet, kan man tenke at private personer kjøper helseforsikringer for å få rask behandling og for å få behandling det offentlige ikke kan tilby. Forsikringsselskapene hevder at sykefraværet vil gå ned, dersom bedriftene tegner helseforsikringer for sine ansatte. Mange bedrifter har kjøpt denne argumentasjonen og stadig flere norske bedrifter har de siste årene kjøpt helseforsikringer for sine ansatte. Dette til tross for Sintef undersøkelse (Hem, 2009) som viser at helseforsikring ikke bidrar til å redusere sykefraværet i bedriftene. Det er derfor grunn til å anta at humankapitalteorien er ikke tilstrekkelig for å kunne forklare motivasjonen til bedrifter som kjøper denne type behandling. Det peker mot at det vil være nyttig til å supplere denne teorien med nyere hypoteser og perspektiver.

I tillegg gir Grossman-modellen (ibid) bare et teoretisk grunnlag og ikke noen forklaringer om hvordan kjennetegn som for eksempel alder, kjønn eller utdanning påvirker etterspørsel etter helsetjenester. Dette kan gjenspeile at tradisjonelle teorier og modeller ikke har fanget opp alle relevante synspunkter som kan være av betydning i forhold til individenes og bedriftenes motivasjonsfaktorer for kjøp av private helseforsikringer.

Den økonomiske teori om bedriftenes etterspørsel etter private helseforsikringer på vegne av deres ansatte er begrenset og karakteriseres ved flere innfallsvinkler, fremfor et samlet teoretisk grunnlag. Likevel er det en felles konklusjon i de fleste teorier at bedriftene gjennom kollektive avtaler har en kostnadsfordel over private personer ved kjøp av private behandlingsforsikring. Ifølge Kiil (2011) "...the employers' decision to offer EPHI may be

*analyzed within the theoretical framework of compensating wage differentials for fringe benefit provision ...“*. Også O` Brien (2003) argumenterer for at:

*“ ... The economic theory of “efficiency wages” may justify an employer's decision to provide health benefits. The theory of efficiency wages suggests that employers who pay their workers more than the going market rate are likely to have workers that are more productive. Employees who would have a difficult time finding a better paying job if they left or were fired from their current job work harder than do workers who could easily move to another job that paid equally well. Thus, some employers pay above-market wages in order to reduce turnover, improve morale, and obtain the best performance from their employees” (Ellen O` Brien, 2003).*

Det har de siste ti årene vært en rekke empiriske studier som har tatt sikte på å forklare forskjeller i arbeidsledighet eller andre arbeidsmarkedet relaterte utfordringer (i vårt tilfelle økning i etterspørsel etter privat helseforsikring), med utgangspunkt i teori om effektivitetslønn. Fokuset i presentasjonen av de forskjellige modellene er å forklare intuisjonen bak modellene og for en komplett utredning vises til ovenfor nevnte kilder. Som følge, gir kapittelet en oversikt og sammenligner forskjellige tilnærmingene tatt i litteraturen fremfor å presentere hver teoretisk modell i detalj.

### **3.2 Efficiency-wages teori ; teori om lønnsdannelse når lønn påvirker produktivitet**

Ifølge Barth et al.(2013) lønnsdannelsen i arbeidsmarkedet spiller en dobbelt rolle: For det første utgjør lønn individets hovedinntektskilde. For det andre betraktes lønn som prisen på arbeidskraft. ”... Lønningene er derfor avgjørende for allokeringen av menneskelige ressurser i økonomien, og derfor viktig for spørsmålet om effektiv bruk av arbeidskraftressursene. (...) Et velfungerende arbeidsmarked krever lønnsforskjeller...” (Barth et al.2013).

Effektivitetslønnsteori eller ”Efficiency- Wage Theory” er i utgangspunktet basert på en antagelse om frikonkurranse i arbeidsmarkedet, som kjennetegnes ved at alle arbeidsgivere betaler de ansatte den samme lønnen der tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft er like store.

Teorien er kjent som forklaring på lønnsdannelse på makronivå og hevder at produktiviteten til arbeidere i en virksomhet er positiv korrelert med lønnen de mottar.

Holden (1998) forklarer at disse teoriene kan brukes for å rekruttere gode arbeidstakere, øke deres produktivitet og forhindre at de slutter eller sluntrer unna på jobb. Enkelt sagt så tilbyr bedriftene høyere lønn, dersom lønnen er en viktig forutsetning for arbeidstakernes effektivitet. Sett fra et bedriftsøkonomisk perspektiv, så er bedriftene villig til å betale en lønn høyere enn økonomiens likevektsnivå, hvis den marginale produktiviteten til arbeiderne er høyere enn den marginale kostnaden ved å øke lønnen.

Ifølge Katz (1986): "Efficiency wage theories suggest that firms may find it profitable to pay workers' wages above the market clearing level since such wage premiums can help reduce turnover, prevent worker malfeasance and collective action, attract higher-quality employees, and facilitate the elicitation of effort by creating feelings of equitable treatment among employees."

### **3.2.1 Effektivitetslønnmodell. Shapiro & Stiglitz (1984)**

Modellen er en av de mest kjente av effektivitetslønnmodellene. Det tar utgangspunktet i antakelsen om at bedriftene ofte har begrensede muligheter til å observere hva arbeiderne gjør til enhver tid. Mekanismen her er at arbeiderne i en bedrift har positive preferanser for lønn og negative for innsats. I og med at de ansatte ikke kan overvåkes fullt ut, så kan arbeidere ha insentiv til å sluntre unna på jobb. Dersom dette blir oppdaget, kan bedriftene si opp arbeidere. I praksis mangler bedriftene informasjon om arbeidstakernes individuelle produktivitet og arbeidsinnsats, dermed er det vanskelig for bedriftene å oppdage om ansatte sluntrer unna på jobb.

Problemene som kan oppstå på grunn av asymmetrisk informasjon (når en part har bedre informasjon enn motparten) beskrives av Katz (1986) på følgende måte: "Firms can suspend, demote, or fire an employee for inadequate performance or misbehavior, but imprisonment, physical torture, direct cash fines, or resort to tort or contract law for redress are simply not available options for many forms of worker malfeasance".

Teorien baserer seg imidlertid på hypotesen om at kostnadene knyttet til unnsaluntringen henger sammen med lavere innsats og overvåking. For det første er det kostnader knyttet til at arbeiderne har en positiv nytte av å skofte, og for det andre er det kostnader forbundet med å måtte kontrollere arbeiderne. Hvis bedriftene ikke kan observerer fullt ut hva arbeiderne foretar seg på arbeidsplassen, vil bedriftene kunne ha et insentiv til å betale en lønn som overstiger markedslønn.

Shapiro og Stiglitz (1984) formaliserer teorien i en modell som forklarer nærmere hvilke faktorer som er avgjørende for at ulike bedrifter velger å sette ulik effektivitetslønn. Modellen som utregnes nedenfor er en forenklet versjon av Shapiro og Stiglitz (ibid). I dette tilfelle har jeg fokus på optimal betingelse eller ”no-shirkning condition” og intuisjon som ligger bak modellen.

### Skoftmodell <sup>8</sup>

Det finnes totalt  $N$  risikonøytrale og nyttemaksimerende arbeidere, hvor alle har lik nyttefunksjon

$$U(\text{lønn}, \text{innsats}) = w - e \quad (1)$$

Videre antas det at arbeiderne mottar en lønn gitt ved  $w$  (reallønn) og har en bestemt innsatsnivå gitt ved  $e$ . Arbeidere har negative preferanser for innsats og positive preferanser for lønn.

Siden bedriften ikke kan kontrollere fullt ut arbeidsinnsatsen, har de ansatte en høyere nytte av å skofte. Dermed vil positiv arbeidsinnsats gi lavere nytte, og økt lønn vil gi økt nytte.

Hvis arbeidstakeren mister jobben på grunn av skofting vil han motta enten arbeidsledighetstrygd eller en lønn hos en annen arbeidsgiver gitt ved  $w'$ . På grunn av fare for arbeidsledighet, vil hver enkelt arbeider enten yte en positiv arbeidsinnsats, gitt ved  $e > 0$ , eller skofte,  $e=0$ . Modellen er en kontinuerlig modell, og det antas at arbeidere lever

---

<sup>8</sup> Her bruker vi ordet skoft for i sluntrer unna.

uendelig lenge. For å utlede konsekvenser av modellen settes det noen antakelser om parametrene (Shapiro & Stiglitz, 1984).

Dersom arbeidstakeren ikke skifter vil vedkommende beholde jobben inntil en selv velger å si opp jobben, eller mister jobben på grunn av en eksogen faktor (for eksempel nedbemanning). Det antas at sannsynligheten for å bli tatt er lik  $q$ , og at sannsynligheten for å si opp jobben selv, eller miste jobben er lik  $b$ . Anta nå at arbeideren vil velge det innsatsnivået som maksimere nytten  $V$  og at nytten er nåverdien av nytte i alle fremtidige perioder.

Her velger jeg bare og vise optimal betingelse i modellen og ikke å gå gjennom hele utretningen av Bellmans ligning i steady state, en ligning som vanligvis brukes for å utlede Shapiro & Stiglitz (1984) sin modell. Ligningen viser sammenhengen mellom arbeidstakere som skifter på jobb, arbeidsledige og de som velger å yte innsats på jobb.

Videre defineres i modellen  $V_E^N$  som forventet nytte av en arbeider som velger og ikke å skifte på jobb, mens  $V_E^S$  defineres som forventet nytte av en arbeider som velger å skifte på jobb. Sannsynligheten for å forlate bedriften for en arbeider som ikke skifter er lik parameter  $b$ . Tilsvarende sannsynligheten for en som skifter er lik parameter  $q$ . En ansatt som blir tatt for skoft blir sagt opp, og blir dermed arbeidsledighet. Videre sannsynligheten for at arbeideren blir arbeidsledig kan skrives som  $(b + q)$  og  $(1 - b - q)$  er sannsynligheten for at arbeideren blir værende i bedriften.

For å øke produksjonen må bedriften sette lønnen slik at alle ansatte ønsker å yte en positiv innsats som er lik  $e > 0$ . Dette er tilfelle for effektivitetslønnen  $w^*$  som sikrer at nytten av ikke å skifte er større enn nytten av å skifte.

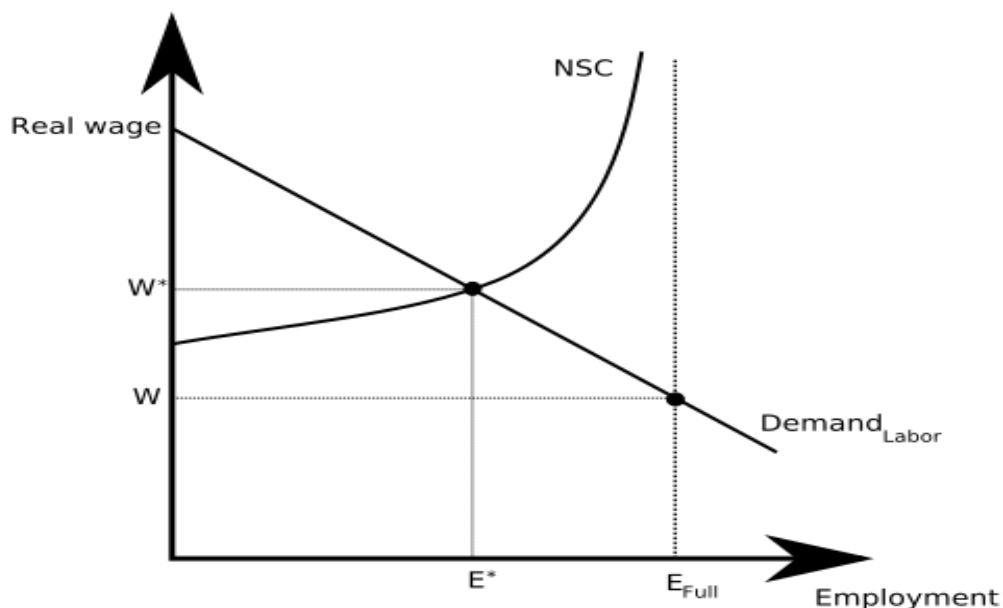
Optimal betingelsen som er avgjørende for at arbeideren skal velge å gi en positiv arbeidsinnsats, er gitt ved:

$$V_E^N \geq V_E^S \tag{2}$$

Denne ligning kaller Shapiro og Stiglitz (1984) for ” the no- shirking- condition ” eller ” ikke-skoft- betingelsen ” (NSC, i figur 3.1) og innebærer at den forventede nytte av ikke å skifte på jobb må være større eller lik nytten av å skifte på jobb. Med andre ord, forutsetningen viser hvilken lønn virksomhetene må tilby i forhold til ansettelsesnivået for å oppnå innsats  $e > 0$ . Arbeidsgiveren kan enten påvirke medarbeiderens innsats ved å øke overvåkingen, eller kan øke den forventede kostnad ved skifting ved å øke lønnen. Dermed øker verdien av å jobbe og medarbeideren får økt insentiv til å yte innsats.

Videre predikerer skoftmodellen til Shapiro og Stiglitz (1984) at lønnen  $w$  bestemmes av endringene i  $q$  og  $b$ . Lønna vil bli høyere jo større sannsynlighet det er for å miste jobben på grunn av en eksogen faktor ( $b$ ) eller jo lavere sannsynlighet det er for å bli tatt for skoft ( $q$ ).

Optimal tilpasning i arbeidsmarkedet vises i figur 3.1, der bedriftene har ingen incentiver til å tilby høyere eller lavere lønn, og medarbeidere har ingen ”shirking” insentiv på grunn av fare for arbeidsledighet. Bedriftene velger å sette lønnen  $w = w^*$  slik at arbeidere yte en positiv arbeidsinnsats. De vil i dette tilfellet, ikke ha noen insentiv til å tilby en lønn som er enda høyere siden i modellen det bare opereres med en positiv verdi på arbeidsinnsats. Derfor vil innsatsnivået gitt ved  $e$  ikke øker i  $w$  utover dette.



**Figur 3.1 Likevekt med effektivitetslønn. Shapiro og Stiglitz (1984)**

X-aksen angir sysselsetning og y-aksen lønnsnivået. Etterspørselskurven er fallende på grunn av avtakende marginalprodukt av arbeidskraft. Ikke-skoft- betingelsen er økende da effektivitetslønn må øke med stramheten i arbeidsmarkedet. Likevekt oppnås der kurvene krysses. I likevekt er lønnen lik  $w^*$  og sysselsetning er lik  $E^*$ .

Av figuren ser en at det alltid er ledighet i likevekt,  $E_{full} > E^* > 0$ . Som nevnt ovenfor, i optimum, fra bedriftenes synspunkt er det ingen grunn i å heve lønnen. Arbeidere yter innsats  $e$ , og bedriftene kan få alle arbeidstakere de ønsker for en gitt lønn  $w^*$ . En lavere lønn enn effektivitetslønn vil gi skoft. Dersom bedriften velger å øke lønn over effektivitetslønn, dette vil sannsynligvis ha større betydning for noen som vil ønske å jobbe enn for innsatsen til de som allerede jobber for bedriften. Fra arbeideres synspunkt vil likevekten i markedet generer ufrivillig arbeidsledighet  $E_{full} - E^*$

Effektivitetslønnen i modellen til Shapiro og Stiglitz (1984) har en disiplinerende effekt på arbeidsmarkedet. Siden alle bedriftene er villig til å betale samme høyere lønn vil etterspørsel etter arbeidskraft gå ned. Dermed vil lavere etterspørsel fører til arbeidsledighet. Effektivitetslønnen og risikoen for å bli arbeidsledige øker sannsynligheten for at arbeidere ville ha insentiver for å yte positiv arbeidsinnsats på jobb.

### *Privat helseforsikring som rekrutteringsverktøy og ”fringe benefits”*

Med utgangspunkt i skoftmodellen til Shapiro og Stiglitz (1984) og effektivitetslønnsteori, kan hovedmotivasjonen til bedrifter som kjøper privat behandlingsforsikring for sine ansatte være av rekrutteringshensyn, eller velferdshensyn. En viktig forutsetning for at bedriftene skal være villig til å betale effektivitetslønn er at kostnad knyttet til å erstatte arbeidere, for eksempel ved tilfelle av sykdom, veier opp for de ekstra lønnskostnadene som følger av å tilby behandlingsforsikringer. Vanligvis innbetalingen på denne forsikringen blir rapportert som lønn. Siden dette er en kollektiv avtale vil prisene være klart lavere enn om ansattene hadde kjøpt den selv. Slikt sett kan den anses som et frynsegode.

Såkalte frynsegoder kan defineres som ikke-monetær belønning som man kan få gjennom arbeidsgiver. Det kan for eksempel være fri transport, ferie, pensjonsordning og helseforsikring dekket av bedriften. Med noen unntak, er frynsegoder skattepliktige på samme

måte som vanlig lønn. Avlønning i form av frynsegoder er skattepliktige i Norge, med andre ord betyr dette en ekstra personalkostnad for arbeidsgiver. Som jeg har nevnt i innledning kan begrepet ” fringe benefits ” anvendes til flere teorier, og kan bidra til å forklare hvorfor bedriftene tilbyr frynsegoder som et tillegg til kontantlønn.<sup>9</sup>

Hippe og Pederson (1992) tar utgangspunkt i teorien om humankapital og effektivitetslønn, og søker å forklare hvorfor bedriftene kunne ha egne motiver for å tilby ” sosiale frynsegoder”. Studien fokuserer på virksomhetsdimensjon og er basert på en spørreundersøkelse gjennomført blant et utvalg av 403 private bedrifter i perioden 1990–1991. Undersøkelsen inkluderer bare frynsegoder som har paralleller i den offentlige velferdspolitikken; til samme 15 forskjellige naturalytelser.<sup>10</sup> De finner at sosiale frynsegoder brukes av bedrifter for å beholde på de ansatte, og at tilbudet av frynsegoder varierer mellom forskjellige næringer, bransjer og bedrifter. Hippe og Pedersen (ibid) understreker at ni prosent av bedriftene i undersøkelse oppga at de hadde tegnet helseforsikring på vegne av alle, eller en gruppe av ansatte. I utgangspunkt ville man forventet at tilbud om helsetjenester var forbeholdt ledelsen eller ”nøkkelpersonell”. Av de 30 bedrifter som oppga å ha et slikt tilbud opplyste 26 bedrifter at tilbudet angikk alle eller nesten alle ansatte.

Ifølge Aarbu (2009) er bedriftenes motivasjon for å tegne private helseforsikringer å gjøre seg attraktive, og for å tiltrekke seg og holde på arbeidskraft. Grepperud og Iversen (2011) påpeker at bedriftene som vektlegge gevinster som raskere behandling og har store kostnader knyttet til sykefravær, vil tilby private helseforsikringer til sine ansatte og at ”... Hvis slike forsikringer verdsettes av arbeidstakere, vil bedriften kunne tilby slike poliser av rekrutteringshensyn”. Videre definere de forsikringspoliser som et frynsegode, som arbeidstakere får fra arbeidsgiver som en del av den totale lønns pakken.

Det kan også tenkes at frynsegoder ikke er en avgjørende faktor for den ansattes arbeidsmotivasjon. Men at det er med på å motivere den ansatte til å velge arbeidsgiveren, eller motiverende for å bli værende på en arbeidsplass. Slike fordeler er med på å gi ansatte

---

<sup>9</sup> Legg merke til frynsegoder ikke består bare av kollektive helseforsikringer, mens også av andre naturalytelser som for eksempel fri bil, rentefordeler, kost og losj etc.

<sup>10</sup> Blant annet helsetjenester, familierelatert ytelse etc.



trygghet, lojalitet til bedriften og motivasjon til å yte noe tilbake. Denne forklaring kan kobles tilbake til Akerlof (1982) gave-bytte modell eller ” the fair wage-effort hypothesis” (Akerlof & Yellen, 1990)

Sutton (1985) analyserer hvorvidt frynsegoder vil redusere turnover i en bedrift. Studien viser at mange bedrifter tilbyr gode forsikringsfordeler for sine arbeidere, men det er likevel ikke alltid nok til å redusere ”quit-raten”. Sutton (ibid) finner en sammenheng mellom turnover, og hvor mye bedriften tilbyr av frynsegoder. Store bedrifter som hadde tilbudet flere frynsegoder til ansatte opplevde lavere turnover, enn like bedrifter som hadde en dårligere avtale. Resultatet i denne analyse viser at i store bedrifter var det mest turnover når frynsegodene var få, men for mindre bedrifter fant Sutton ingen signifikant sammenheng mellom frynsegoder og graden av turnover. Studien indikerte også at gode forsikrings- og pensjonsordninger til ansatte var en viktig faktor som gjorde at de valgte å bli lenger i bedriften.

Undersøkelsen til Trevor et al. (1997) viser at lav lønn påvirker de ansatte prestasjon og fører til høyere turnover. De fleste empiriske studier rundt tema synes å gi rimelig støtte til effektivitetslønnsteori, men de påpeker også andre faktorer som kan være viktige determinanter for lønnsrigiditet og dens forhold til ufrivillig arbeidsledighet. Ifølge Agell og Lundborg (1995) betyr forhold som betalingsevne og sterk fagorganisering like mye som produktivitet for tankegangen bak bedriftenes lønnsfastsettelse. Levine (1992) bemerker også at forholdet mellom lønn og produktivitet er svakere for selskaper med høy organiseringsgrad, noe som samsvarer med teorien om ”rent- sharing”.

En del av litteraturen om effektivitetslønn er referert til i Layard et. al (1991). Lignende resultater for Norge beskrives av Barth & Zweimüller (1992). De analyserer, blant annet hvorvidt lønns- forskjellene mellom bedrifter kan forklares ved virksomhetens spesifikke karakteristikk. Resultatene viser at bedrifter med en stor andel stillinger, hvor arbeidsinnsatsen til de ansatte er vanskelig å overvåke, betaler høyere lønn, for like arbeidskraft enn andre bedrifter som har en lavere andel av slike stillinger. Dette kan tas som en indikasjon på at enkelte bedrifter betaler en høyere lønn for å unngå skulk og for å øke produktivitet.

Dale Olsen (2006) oppsummerer det som er av norsk forskning på lønnsforskjeller i Norge fram til i dag. I en artikkel med tittelen ” Wage, fringe benefits and worker turnover ” fra

2006 utfører han, ved bruk av ” employer-employee matched data ” med norske observasjoner, det som antakeligvis er den mest detaljert analysen av lønnspremier i norske bedrifter. Resultatene fra denne studie viser en klar korrelasjon mellom lønn og frynsegoder. I tillegg reduserer høyere lønn og ” fringe benefits” turnover raten blant ansatte.

I kapittel 4 gir jeg en mer utfyllende redegjørelse av underliggende faktorer som kan forklare etterspørsel etter arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Og viser tidligere forskning som søker å fremskaffe kunnskap om hvem som er dekket av slike type forsikringer.

### **3.2.2 Turnover. Salop (1979)**

En annen begrunnelse på hvorfor bedriftene velger å betale effektivitetslønn går ut på at det kan redusere antall arbeidstakere som ønsker å forlate bedriften. I dette tilfellet vil bedriftene kunne spare potensielle kostnader knyttet til ansettelse av en ny person (Salop, 1979). Modellen til Salop (1979) og Stiglitz (1985) fokuserer på arbeidsgivers vilje til å redusere kostnader knyttet til gjennomtrekk av arbeidere. Dermed for å redusere ”quit-raten” eller turnover-raten er arbeidsgiveren villig til å betale de ansatte en høyere lønn.<sup>11</sup>

Det fordelaktige med effektivitetslønn i dette tilfellet er at bedriften vil kunne spare potensielt sett høye kostnader forbundet med det å erstatte arbeiderne som forlater bedriften. Kostnadene forbundet med det å skulle erstatte arbeidere er knyttet til prosessen med å finne nye og kvalifiserte arbeidere, samt eventuelle opplæringskostnader og ikke minst tap av humankapital.

*Rekrutteringskostnader:* kostnader i form av annonsering, intervju eller bruk av rekrutteringsbyrå. Høy turnover vil dermed føre til kostnader til rekruttering hvis arbeidsgiveren ønsker å ha samme arbeidsstokk.

#### *Opplæringskostnader*

Hvordan turnover kan påføre bedriften kostnader i form av opplæring kan sees i sammenheng med teori om humankapital. (Becker, 1964) Teorien antar at opplæring leder til økt produktivitet og at lønnen som arbeidere mottar reflekterer arbeidernes produktivitet.

---

<sup>11</sup> Begrepet turnover kan sies å være et mål på antall ansatte som slutter i en bedrift.

### 3.2.3 Ugunstig utvalg (adverse selection)

Problemet knyttet til ugunstig utvalg er også en konsekvens av skjult informasjon. I vårt tilfelle, sitter arbeidstakere med mer informasjon om egne ferdigheter enn arbeidsgiveren, og dette er et ex ante informasjonsasymmetriproblem. Ved adverse selection har ikke bedriftene full informasjon om hvor flink en arbeidere er i en jobb når han eller hun vurderes for ansettelse, selv om arbeidstakere har de ønskede formelle utdannings- og kompetansekrav.

Katz (1986) påpeker at hvis bedriftene har imperfekt informasjon om egenskapene til arbeiderne på arbeidsmarkedet, og det er slik at en søkers reservasjonslønn øker med kompetanse, så vil en bedrift få dyktigere søkere ved å tilby høy lønn enn ved lav lønn. Effekten av å tilby en høyere lønn blir i det tilfellet at arbeidere som er bedre kvalifisert enn de som allerede tilbyr sin arbeidskraft på arbeidsmarkedet nå er villig til å arbeide. Ved en tilfeldig utvelging vil forventet kompetanse til de som ansettes øke med lønnen, noe som gjøre det lønnsomt for bedriften å tilby en effektivitetslønn. Med andre ord er det en større sjanse for at bedriften ansetter en arbeider med ønskede kvalifikasjoner, fordi det er flere som søker jobb.

For at det skal lønne seg for bedriften å bruke effektivitetslønn må kostnaden knyttet til ansettelse overveie de økte lønnskostnadene. Katz (1986) beskriver dette slik: "A wage above the market clearing level may minimize costs per efficiency unit of labor under these circumstances". Det er med andre ord ikke et mål i seg selv med lavest mulig lønnskostnader, det er lønnskostnadene sett i forhold til for eksempel et gitt produktivitetsnivå som må minimeres, og dette kan ifølge teorien gjøres med effektivitetslønn.

En grunnleggende innvending mot modellen med asymmetrisk informasjon er at bedriftene vil trolig etter hvert lære å observere en arbeidstakers evne, og i dette kan tilfellet resultatavhengig lønnsystemer (form for belønningssystemer) løse ugunstige utvalgs problemer. Dersom bedriftene kan observerer ytelsen på jobb, kan prestasjonsbaserte ordninger eliminere problemet. Teorien til Katz(1984) har til felles med teorien om "shirking" at bedriftene betaler en effektivitetslønn på grunn av asymmetrisk informasjon. Men Shapiro og Stiglitz (1984) sin teori bygger på forutsetningen om informasjonsasymmetriproblemet er knyttet til adferdsrisiko eller moralsk hazard. Det som

gir opphav til adfredsrisiko er at ansatte kan skjule sine handlinger eller arbeidsinnsats for å ivareta egne interesser; da handlinger utført etter kontrakten er inngått kan ikke overvåkes.

### **3.2.4 Gave-bytte teorien til Akerlof (1982), gruppeavlønning**

Ut i fra sosiologisk og belønningsteori foreslår Akerlof (1982) enda en begrunnelse for hvorfor bedrifter selv kan velge å tilby en effektivitetslønn. Ifølge denne teorien gir bedriftene en ”gave” til ansatte i form av lønnspremie; en lønn utover det som er nødvendig for å kunne tiltrekke et gitt antall arbeidere.

Akerlof(1982) sin teoretiske modell baserer seg på en grunnleggende antakelse om at mennesker reagerer forpliktende på positive behandling i arbeidsforhold. Klassiske teorier om insentiver og insentivsystemer predikere at økonomiske belønninger kan ha en stor motivasjonseffekt, og påvirke individers atferd til å jobbe hardere. Arbeidernes ”gave” til bedriften ville være en økning i arbeidsinnsatsen.

Akerlof (ibid) påpeker en viktig distinksjon mellom de to innsatsfaktorene kapital og arbeid, som kan bidra til å forklare hvorfor en bedrift kan velge å tilby en høyere lønn enn strengt tatt nødvendig: “Once a capitalist has hired capital, he is, over a fairly wide latitude, free to use it (or abuse it) as he wishes. However, having hired a laborer, management faces considerable restriction on how it can use its labor”. I motsetning til med kapitalutstyret er bedriften i stor grad avhengig av at arbeiderne er samarbeidsvillige, fornøyde og lojale. Alt annet kan gå utover arbeidsinnsatsen og produktiviteten til arbeiderne i bedriften. I likhet med kapitalutstyret vil derfor bedriften kunne være nødt til å sette av ressurser til “stell av arbeidsstyrken”.

Denne teorien har til felles med Shapiro & Stiglitz (1984) sin effektivitetslønnmodell at bedriftene betaler en effektivitetslønn for å sikre en tilstrekkelig arbeidsinnsats fra arbeiderne. I skoftmodellen til Shapiro & Stiglitz (1984) var fokuset på at nytten til hver enkelt arbeider var knyttet spesifikt til egen lønn og egen arbeidsinnsats. Akerlof(1982) sin teori fokuserer imidlertid på at arbeiderne ser på seg selv mer som en gruppe og nytten til den enkelte arbeider er derfor ikke utelukkende forbundet med individet. I tillegg kan arbeiderne utvikle velvillige følelser overfor bedriften som følge av belønningen de mottar. Og lønnen kan brukes til å skape en form for implisitt kontrakt mellom arbeidsgiveren og de ansatte som

fremmer deres interesser. Arbeidstakere vil også vurdere jobben som mer verdifull fordi hvis de mister jobben kan det bety at en ikke oppnår like lønn i en annen bedrift.

### 3.2.5 Teorien om "fair wage"

Akerlof og Yellen (1990) foreslår at arbeidsinnsatsen til arbeiderne er avhengig av forholdet mellom faktisk lønn de mottar relativt til det som ansees som rettferdig lønn. Hvis arbeiderne får den lønnen som de anser som rettferdig vil de ifølge Akerlof og Yellen sin teori, yte en målbevist arbeidsinnsats. Hvis imidlertid den faktiske lønnen er lavere enn den rettferdige lønnen, vil arbeiderne yte mindre enn det som regnes som vanlig arbeidsinnsats. Rettferdig lønn er i dette tilfellet ment i betydningen av den lønnen som arbeiderne oppfatter som rettferdig.

Hva arbeiderne oppfatter som en rettferdig lønn er usikker og kan knyttes tilbake til Adams (1993) teori om rettferdig likevekt. Akerlof og Yellen (1990) antar at arbeiderne sammenligner sin lønn med lønnen til arbeidere i lignende yrker innad i bedriften, eller ved at de sammenligner seg med like arbeidere i andre bedrifter. For eksempel gjennomsnittlig lønn for bartendere i restaurantbransjen. Hvis lønnstakerne får "mindre enn fortjent" vil konsekvensen være å redusere innsatsen til det nivået hvor det blir rettferdig balanse. Det motsatte vil også gjelde.

Det er flere mulige forklaringer på hvorfor bedriftene velger å betale en konkurrerende likevektslønn (effektivitetslønn) som ligger over den markedsklarende lønnen. Mekanismene som ligger bak disse alternative effektivitetslønnsteorier er oppsummert i Tabell 3.1

Tabell 3.1 Hypoteser og prediksjoner .Effektivitetslønnsteori

| Teori                  | <i>Grunner til å fastsette en effektivitetslønn.</i>                 | <i>Bedriftenes fordeler ved effektivitetslønn</i>           |
|------------------------|--|---|
| Shirking               | Arbeidsgiveren har ikke kapasitet til å overvåke ansattene fullt ut. | Unngå at arbeidstakerne sluntrer unna på jobb               |
| Turnover               | Bedriftene bærer kostnader forbundet med erstatning av arbeidere     | Høye lønninger reduserer turnover raten eller gjennomtrekk. |
| Ugunstig utvalg        | Evner og imperfekt informasjon                                       | Hindrer ansettelse av "dårlig" arbeidskraft.                |
| Fair wage-effort teori | Innsats kan reduseres når inntekten blir for lav                     | Høyere arbeidsmoral, lojalitet og disiplin blant arbeidere  |

### 3.3 Oppsummering

Den individuelle etterspørsel etter helseforsikringer modelleres ofte med utgangspunkt i forventet nytteteori og humankapitalteori (Grossman, 1972). Teorien antar at rasjonelle nyttemaksimerende individer sammenligner den forventede nytte, henholdsvis med og uten helseforsikring, og velger det alternativet som maksimerer den forventede nytte gitt ved en budsjettsrestriksjon. Helse er her en investeringsgode og betraktes i modellen som en humankapital. Generelt kan en si at individenes etterspørsel etter privat helseforsikring tar utgangspunkt i usikkerhet rundt ventetid til behandling, og at bedriftenes insentiv for å kjøpe denne type behandling antas å være knyttet til kostnadene ved sykdom og sykefravær. Man kan ikke utelukke at det finnes enkelte tilfeller hvor en medarbeider kan komme raskere til behandling med en helseforsikring, men empirien og tidligere forskning tyder på at det er flere underliggende faktorer som kan forklare etterspørsel etter arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring.

Teorien om effektivitetslønninger har sin hovedtrekk i prinsippal-agent-teorien som er grunnleggende for forhandlingsteori. Teorien tar utgangspunkt i at man har to type aktører: prinsippalen og agenten. Her prinsippalen kan tenkes å være arbeidsgiveren eller bedriften, mens agenten er ansatte eller arbeidssøkere. Begge partene antas å maksimere egen nytten og handle rasjonelt på bakgrunn av informasjon om hverandres preferanser og hensikter. En klassisk referanse her er Shapiro og Stiglitz(1984). Utgangspunktet deres var å finne ut hvorfor ufrivillig arbeidsledighet var et langvarig trekk i arbeidsmarkedet. I modellen til Shapiro og Stiglitz(1984) antas at arbeidstakernes innsats ikke er observerbar og at de står slik overfor en avveining mellom nytte tapet ved å yte innsats og den økte risiko for å miste jobben på grunn av unnsaluntring.

De grunnleggende antagelser i "efficiency-wage" teori kan bidra til å forklare hvorfor bedriftene velger å tilby privat behandlingsforsikring til sine ansatte. Driftskraften bak bedriftenes etterspørsel etter private helseforsikringer kan være et ønske om en lavere turnover av ansatte (Salop 1979), for å øke arbeidsproduktiviteten (Shapiro og Stiglitz, 1984) eller som en "gave" for å øke innsats (Akerlof 1982). Med andre ord, kan man si at lønn innenfor effektivitetsteorien brukes, som et virkemiddel for å tiltrekke seg de mest kvalifiserte arbeidstakere, motivere allerede eksisterende arbeidere til å yte bedre og beholde de som ansatte.

Det er også vanlig at bedriftene kjøper for sine ansatte private helseforsikringer som skal gi tilgang til rask behandling. Privat behandlingsforsikring forventes å redusere sykdomsperioden, gitt at ventetid på behandling ved offentlig helsevesen er lengre enn forsikringen sin garantiperiode. Kortere ventetid er til fordel for både ansatte og bedriften. Det er grunn til å anta at bedriftenes etterspørsel etter behandlingsforsikring er mindre sensitiv for helsekøer enn individenes etterspørsel etter slike forsikringer(Aarbu, 2009).

Ved teorien om ”fringe benefits” kan en si at hypoteser om mulige årsaker til at arbeidsgivere tilbyr behandlingsforsikringer er knyttet til rekruttering, bemanning eller skattepolitikk. Siden arbeidsmarkedet er preget av konkurranse mellom arbeidsgivere, kan frynsegoder i tillegg til lønn kan ha en større tiltrekningskraft for ønsket arbeidskraft. Dette vil også sannsynligvis gi bedriften et bedre rykte, ettersom frynsegoder er ofte mer synlige enn kontantlønn. I praksis er denne effekten vanskelig å måle siden argumenter som en høyere lønn eller utviklingsmuligheter ofte veier vesentlig tyngre.

## 4 Tidligere empirisk forskning

I dette kapittelet vil hovedlinjene fra tidligere empirisk forskning på private helseforsikringer betalt av arbeidsgiver presenteres.

Det har vært en kontinuerlig vekst i det norske behandlingsforsikringsmarkedet siden begynnelsen av 2000-tallet. Både ledere i privat kommersiell spesialisthelsetjeneste – som behandler forsikringspasientene – og ledere i forsikringsbransjen – tror markedet vil fortsette å vokse. Pedersen (2007) mener at markedet for private helseforsikringer vil fortsette å vokse, til premien tilsvarende det den marginale forsikringstaker oppnår i helseforbedring ved å ha privat helseforsikring – kontra det å stå uten slik forsikring. Foreløpig har konkurransen i det norske markedet for denne type forsikring presset prisene nedover, og dette oppfattes ifølge bransjen selv, som en billig forsikring å tegne på vegne av ansatte.

Det finnes en del internasjonale studier som prøver å forklare etterspørsel etter privat helseforsikring og bruk av helsetjenester både for individer og for virksomheter. Men resultatene av disse studiene gjelder ikke helt for det norske markedet. Mens privat helseforsikring er et viktig helsepolitisk virkemiddel i mange land og spiller en dominerende eller en komplementær rolle har Norge en offentlig helseforsikring system, hvor privat helseforsikring har et supplerende formål.

I tillegg, finnes det få studier som fokuserer på etterspørsel etter arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring, og norske studier som omtales i denne oppgaven støtter seg i stor grad til internasjonal forskning. Kiil (2011) peker ut at litteraturen om arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring er sparsom:

*” ...empirical studies of the determinants of employment-based private health insurance are confined to Aarbu (2010), Besley et al. (1999), Bræmer (2008), Grepperud and Iversen (2011), King and Mossialos (2005), Kjellberg et al. (2010), and Seim et al. (2007)... ”*<sup>12</sup>

Individene vil vanligvis etterspørre denne type forsikring på grunn av usikkerhet rundt ventetiden på behandling, mens for bedrifter er hovedformålet med behandlingsforsikringer å

---

<sup>12</sup> Denne type privat helseforsikring tilbys i alle vesteuropeiske land og gir ofte dobbel dekning



redusere sykefravær og kostnader ved sykdom. Ventetider og redusert sykefravær blir ofte omtalt i media som et argument for at det er behov for private helseforsikringer.

De fleste studier (Aarbu, 2009; Besley et al., 1999; Grepperud og Iversen, 2011; Urkegjerde 2010; Kiil, 2012) påpeker at de bakgrunnsfaktorer som kan forklare etterspørsel etter arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring (AF) kan være forskjellige fra de faktorer som påvirker etterspørsel etter egenbetalt behandlingsforsikring (EF).

I det følgende gjennomgås en oppsummering av sentral empiri og tidligere forskning som søker å fremskaffe kunnskap om hvem som er dekket av behandlingsforsikring og som gir bakgrunn for de videre analyser i oppgaven.

#### **4.1 Tidligere norske studier**

Den norske markedet for behandlingsforsikring er fremdeles ungt og det finnes lite forskning på arbeidsgiver finansiert behandlingsforsikring. Jeg kjenner til tre analyser av norske data som kaster lys over markedet for arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Grepperud og Iversen (2011) foretok i sin studie en analyse lignende den som gjøres i denne oppgaven, men analysen som var basert på levekårsdata fra 2008 gav bare et øyeblikksbilde av situasjonen i det norske markedet for privat helseforsikring.

**Aarbu (2009)** beskriver den historiske utviklingen (både i Norge, Sverige og Danmark) i markedet for behandlingsforsikringer og søker å identifisere faktorer som driver etterspørselen etter privat behandlingsforsikring. Ved bruk av deskriptiv analyse, med data fra en internettbasert spørreundersøkelse (web panel) gjennomført i Norge i 2004 med 1800 respondenter i aldere 30–35 år, ser studien på betydning av ventelister for etterspørsel etter private helseforsikringer. Denne studie finner at offentlige ventelister har en signifikant effekt på etterspørselen etter egenbetalt helseforsikring, mens etterspørselen etter arbeidsgiverfinansiert forsikring ser ut å være mindre sensitiv til helsekøer.

Resultatene fra studien viser også at sannsynligheten for å ha AF eller EF, relativt til ikke å ha noen form for helseforsikring påvirkes positivt av lengde på ventelister, høyere inntekt og at man er røyker. I tillegg viser studien at sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring via arbeidsgiver relativt til ikke å ha noen behandlingsforsikring, påvirkes positivt av lavere

utdanning og det å være en yngre mann. Aarbu (2009) studien har vært en inspirasjonskilde til mange empiriske studier i etterkant, men markedet for helseforsikringer har endrer seg betydelig siden han innhentet data i 2004.

**Seim et al. (2007)** forsøker å kartlegge fremveksten av markedet for behandlingsforsikring og identifisere kjennetegn ved virksomheter som kjøper AF. Studien anvender et spørreskjema fra 2005 og undersøkelsen omfanget 1004 virksomheter, noe som og tilsvarer 43 prosent av nettoutvalget. Variasjonen i sannsynligheten for å ha kjøpt behandlingsforsikring ble analysert ved logistisk regresjon analyse hvor basiskategorien var virksomhetene som ikke hadde kjøp AF. I studien nevnes det at mer enn 80 000 personer hadde privat helseforsikring ved utgangen av 2008 og av disse omtrent 75 prosent hadde forsikring gjennom arbeidsgiver, noe som tilsvarte 2,4 prosent av alle sysselsatte i landet. Studien finner at sannsynligheten for å kjøpe AF øker med bedriftenes økonomisk resultat, med andel yngre arbeidstakere og med høy utdanning blant ansatte. For bedriftene som hadde behandlingsforsikring for sine ansatte, omtrent 61 prosent oppgav at det kun hadde tegnet forsikring for utvalgte ansatte.

I følge Seim et al. (2007) privat behandlingsforsikring kan være et attraktivt ansattgode som vil tiltrekke unge arbeidssøkere til den enkelte bedrift. Dessuten vil graden av konkurranse på arbeidsmarkedet påvirke etterspørsel. Videre påpeker undersøkelsen at bedriftene med gode økonomiske resultater vil oppleve et større tap ved sykefravær enn virksomhetene som har lavere inntjening. Deres funn ser ut til å gi støtte til ”fringe benefits” hypotesen, om at behandlingsforsikring er viktig som et rekrutteringsverktøy av arbeidskraft. Funnene kan også kobles tilbake til teorier om lønnsdannelse i arbeidsmarkedet, implisitt til effektivitetslønnsteorier.

**Grepperud & Iversen (2011)** undersøker hypotesen om de ”sosiøkonomiske ulikheter ” som observeres mellom yrkesaktive som har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring og ansatte som står uten slike forsikringer kan forklare veksten av behandlingsforsikringer i det norske markedet. Denne studien prøver å identifiserer hvem som har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring, og er relevant i forhold til min problemstilling. Studien tar utgangspunkt i data fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) sin levekårundersøkelse i 2008 . Levekårundersøkelsen er temaroterende, og hvert tredje år er hovedtema helse. Datasett inneholder informasjon som lar oss undersøke om det finnes en sammenheng mellom sosiøkonomisk status som for eksempel utdanningsnivå og sannsynligheten for å ha

behandlingsforsikring via arbeidsgiver. De norske dataene i studien består av 3989 observasjoner og skiller mellom ansatte som oppgir å ha AFi forhold til ansatte som oppgir å ikke AF.

Undersøkelsen bruker deskriptiv analyse og multivariat logistiske regresjonsmodeller og effekter av de forskjellige forklaringsvariabler (kjønn, utdanning, inntekt,et al.) oppgis i form av oddsratio. Resultatene viser at før de kontrollerer for næringstilhørighet, det å være en yngre til middelalder man, med høy inntekt, lavere utdanning og ledende stilling bidrar til å øke sannsynligheten for å ha behansligsforsikring finansiert av arbeidsgiver. Disse resultater samsvarer med funnene til Aarbu(2009).

Ved å videre kontrollere for næringsmessige forskjeller finner Greperud& Iversen (2011), at i tillegg til ledende stilling så forblir bare alder og inntekt signifikante i modellen. De finner også, i motstrid til mange tidligere internasjonale studier, bare en svak sammenheng mellom sykdomsrisiko og sannsynligheten for å ha AF.

De oppsummerer studien med fire funn: det er forskjell på sannsynligheten for å ha AF mellom gruppene som har slike forsikringer fra de yrkesaktive uten tilsvarende forsikringer etter å ha kontrollert for demografiske, sosioøkonomiske og helsefaktorer. Observeerte forskjeller kan bli forklart ved forskjellige karakteristikk på de overnevnte kontrollfaktorene. De finner også at kronisk sykdom reduserer sannsynligheten for å være dekket av arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring, mens egenrapportert helse har ingen signifikant effekt. I tillegg finner det at ansatte i privat sektor, og i finansnæringen spesielt , har en betydelig økning i sjansen for å ha arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring.

Avslutningsvis viser resultatene fra deres studier at en ” betydelig andel av denne type av forsikringer kun gjelder for de utvalgte ansatte (selektiv forsikring) ” noe som til en viss grad bidrar til økt sosial ulikhet langs dimensjoner som kjønn, inntekt og arbeidsstilling.(Grepperud og Iversen 2011). Teorien bekreftes også av (Seim et al.,2007) som finner at bedriftene som har kollektive behandlingsordninger ofte forsikrer kun utvalgte ansatte.

Blant andre tidligere norske empiri som bør nevnes er **Berge & Hyygen** (2010) sin studie som ser nærmere på omfanget av private helseforsikringer i Norden (herunder Danmark, Norge og

Sverige). Hensikten med rapporten var å sammeligne utbredelsen av privat helseforsikring mellom de tre nordiske land og kartlegge mulige årsaker til den vesentlig økning i etterspørsel etter disse forsikringene. I studien kommer det frem at utviklingen i markedet for behandlingforsikring i Norge kan sies å være en del av en nordiske trend. Som i de to andre landene er bedriftene den største kundegruppen for helseforsikringer, og nesten 90 prosent av forsikringstakere var dekket gjennom arbeidsgiver. Ventelister i det offentlige helsevesenet, endringer i beskatning av arbeidsfinansiert behandlingforsikring samt reduserte priser på forsikring som følge av en økt konkurranse mellom tilbyderene, nevnes blant de viktigste forklaringsvariabler som ser ut til å drive etterspørselen etter privat helseforsikring.

En lignende studie er gjennomført av **Pedersen (2007)** som prøver å kartlegge markedet for helseforsikringer i Norge. Studiet gir en oversikt over tilbud og etterspørsel av private helseforsikringer per 2007, og diskuterer sammenhengen mellom private helseforsikringer og sosiale skilnader i helse. Hennes utgangspunkt for studien er en litteraturgjennomgang av flere internasjonale studier på temaet. Resultatene tyder på at det finnes en sammenheng mellom private helseforsikringer og sosiale helseforskjeller. De observerte sosioøkonomiske forskjellene i helse er ikke knyttet til helseforsikringer, men til andre underliggende faktorer. Likevel påpeker forfatteren at studien ikke ”... fastslår at sosiale helseskilnader veks med omfanget av private helseforsikringer” (ibid.)

I 2010 utga SINTEF en rapport om utviklingen i markedet for behandlingforsikring i Norge (**Kaspersen & Kalseth, 2010**). Rapporten er en kort gjennomgang av det mest relevante studier og empiri angående det private markedet for behandlingforsikring. I tillegg presenterer forfatterne en egen spørreundersøkelse som søker å identifisere faktorer som driver etterspørsel etter privat behandlingforsikring og konsekvensene for fordeling og bruk av helsetjenester i Norge. Undersøkelsen er gjennomført ved å sende ut et spørreskjema til 23 virksomheter som er medlemmer av Prisy (Landforening for private sykehus) og RiFo (Røntgeninstituttene Fellesorganisasjon) og laboratorievirksomhetene Furst og Bio Medising Laboratorium. Svareandelen var på 45 prosent. Det ble også utført flere intervju med ledere hos de største forsikringsselskapene som tilbyr privat behandlingforsikring. Informantenes tilbakemelding viser at de fleste behandlingforsikrede er sysselsatte mellom 18 og 67 år, med god økonomi og god utdanning.

Videre nevner rapporten flere mulige årsaker til at virksomhetene tegner kollektiv behandlingsforsikring. Blant annet betraktes behandlingsforsikring som er rekrutteringsstrategi tiltak for å forhindre sykefravær eller som en ” outsourcing ” av bedriftenes håndtering av sykefraværet.

#### *Privat helseforsikringer og sykefravær*

I 2010 og 2015 publiserte SINTEF to rapporter om privat helseforsikring, sykefraværet og ventelister (Hem, 2009,2015). Første rapport er gjort på oppdrag fra Næringslivets hovedorganisasjon (NHO). Resultatene er basert på data fra en spørreundersøkelse om erfaringer med bruk av private helseforsikringer gjort blant 300 NHOs medlemmer, koblet med sykefraværdata hos SSB for den enkelte virksomhet. 18 prosent av bedriftene oppga at de hadde tegnet privat helseforsikring for sine ansatte. Analysen viser at det ikke er mulig å se utviklingen av fravær på grunn av sykdom blant bedriftene som hadde, i sammenligning med de som ikke hadde slike forsikringer. **Hem (2009)** finner også at motivene som bedrifter oppgir for å kjøpe private helseforsikringer for sine ansatte er: lavere fravær, ventetider i tillegg til ett ønsker om å ta vare på de ansattes velferd.

I en senere rapport undersøker **Hem (2015)** hypotesen om at ventetid på behandling reduserer sykefraværet. Siden privat helseforsikring antas å gi kortere ventetid til behandling, vil denne analyse ha mange likhetspunkter med den andre rapporten fra 2009 som undersøker effekten av behandlingsforsikring på sykefravær. Her påpeker forskeren at den største og viktigste forskjellen fra tidligere rapport er at i denne undersøkelsen ser han på resultater for bedrifter som har prøvd å redusere ventetiden for behandling for sine ansatte. Data som benyttes i 2015 er registerdata på individnivå i alder 18–67 i perioden 2010–2012 og er koblet med sykefraværdata og ventetid i spesialhelsetjenester. I tillegg kontrolleres for kjennetegn som, kjønn og alder. Resultatene bekrefter funnene fra 2009 og viser at det er lite sannsynlighet for at sykefraværet blir lavere selv med kortere ventetider i spesialhelsetjenester.

Hypotesen om at private behandlingsgaranti har ingen effekt for sykefravær eller venteliste er i samsvar med funnene til **Askildsen et al. (2006)**. Studien analyserer effekten av behandlingsgaranti i to norske kommuner, Trysil og Eidskog. Begge kommunene hadde tegnet et treårig kollektiv forsikring hos Vertikal Helseassistanse hensikten var å redusere sykefraværet og den offentlige ventetiden for behandling for alle innbyggere i kommuner.

Resultatene viser ingen effekt med omsyn til redusert fravær eller ventetid, i sammenligning med fire nabokommuner uten slike forsikringer. Resultatene må tolkes i forhold til at analysen ikke har tatt hensyn til at innbyggere i nabokommunene kan motta raskere lokal behandling, som følge av at innbyggerne i Eidskog og Trysil blir behandlet utenfor fylket. Det bør nevnes at forsikringsavtalene i kommunene er noen ulik fra andre private helseforsikringer som bare tilbyr behandlingsforsikring i privat sektor.

### *Frynsegoder og andre bedriftsbaserte velferdsordninger*

Frynsegoder er den direkte oversettelse av det engelske begrepet ” fringe benefits”, og er en fellesbetegnelse på økonomisk belønning. På flere måter, har frynsegoder blitt et tema som mange er opptatt av. De siste årene har vi sett en økning i antall artikler med fokus på de positive aspektene ved frynsegoder. *Næringslivet-24* nettutgave av 22.mai 2014 meldte om at arbeidsgivere fremmer helseforsikring som frynsegode for å tiltrekke seg god arbeidskraft.<sup>13</sup> NRK nettutgave fra 26.mai 2016 skrev at ” Enkelte ledere tror dette er et flott frynsegode for ansatte. De tror dette er en viktig del av pakken de kan tilby”.<sup>14</sup> Det virker som frynsegoder har blitt en viktigere del av bedriftsbaserte velferdsordninger enn tidligere.

Til tross for at både begrepet og fenomenet er vel kjent, har vi i Norge liten kjennskap til omfanget i fordelinger, og vi har liten oversikt over hvilke type naturallytelser eller frynsegoder som tilbys i private bedrifter.

**Dale Olsen (2006,2016)**<sup>15</sup> sin studie undersøker hvorvidt frynsegoder har en dempende effekt på gjennomtrekk eller turnover av ansatte. Hensikten med artikkelen er å undersøke sammenhengen mellom frynsegoder, turnover og bedriftenes produktivitet. I analysen ser forfatteren nærmere på eventuelle forskjeller i mengden av frynsegoder som norske bedrifter tilbyr og belyser om frynsegoder har en stor betydning for bedriftenes velferdspolitik og produktivitet. Grunnlaget for å forstå bruken av frynsegoder ligger i den funksjonen lønna har. Lønn er fra virksomhetenes perspektiv det de betaler for bruken av en innsatsfaktor, nemlig arbeidskraft, i produksjon av varer og tjenester. I denne kontekst kan lønnen motivere ansatte og påvirke deres arbeidsinnsats eller produktivitet. Begrepet turnover, som tidligere nevnt, kan sies å være et mål på hvor mange som slutter i en bedrift og som ofte beregnes som

---

<sup>13</sup> Kilde: <http://e24.no/naeringsliv/eksplisiv-vekst-i-helseforsikringer/22816648>

<sup>14</sup> Kilde: <https://www.nrk.no/norge/nesten-en-halv-million-nordmenn-har-privat-helseforsikring-1.12967399>

<sup>15</sup> Det finnes flere studier av samme forfatter som dekker det samme temaet, se for eksempel ”Attraktive frynsegoder” (2005)

andelen av de ansatte som har sluttet i en bestemt tidsperiode. Det fordelaktige med ” fringe benefits” i dette tilfellet er at bedriften vil kunne spare potensielt sett høye kostnader forbundet med det å erstatte arbeiderne som forlater bedriften. Disse kostnadene er ofte knyttet til prosessen med å finne nye og kvalifiserte arbeidere, samt eventuelle opplæringskostnader og ikke minst tap av humankapital.

Studien anvender ulike data, fra survey data til ” linked- employer-employee -data ” eller LEED som inneholder opplysninger på individnivå som er koblet til bedrifter. Datamaterialet dekker perioden 1995–2002. Analysen betrakter kun frynsegoder som er skattepliktige og kontrollerer for kjennetegn som: alder, utdanning, kjønn, bedriftenes størrelse og lønnsomhet samt bransje og andre kjennetegn ved bedriften.

Dale Olsen (ibid) finner at sannsynligheten for å motta frynsegoder øker med lønnsnivået. Bedrifter i bransje og næringssektorer der det gjennomsnittlige lønnsnivået er høyt tilbyr stort sett flere frynsegoder, enn bedrifter i sektorer med lav gjennomsnittslønn. Likevel utgjør frynsegodene en relativt liten andel av ansattes totale belønning. Når det gjelder ansattes gjennomtrekk, så finner forfatteren en sterk sammenheng mellom turnover raten og bedriftens lønns- og frynsegodepolitikk. Høyere lønn og flere frynsegoder bidrar til å redusere gjennomtrekk blant ansatte, og ser det ut at til effekten av frynsegoder er sterkere. Dale-Olsen (2006) anslår at omtrent halvparten av norske bedrifter tilbyr frynsegoder til sine ansatte, som en del av lønnspakke, og den mest nærliggende forklaringen er kanskje at disse frynsegodene er knyttet til spesielle arbeidsstillinger eller bransjer.

I en ny undersøkelse om gjennomtrekk og mobilitet av ansatte over tid finner Dale-Olsen (2016) at mobiliteten blant ansatte i arbeidsmarkedet har holdt seg stabilt i perioden 1995 til 2012 med bare noen konjunkturvariasjoner. Han finner bare en reduksjon i mobilitet på tvers av næringer og avtatt gjennomtrekk blant ansatte i industri, hotell- og restaurantsektoren, samt i helse og undervisning. Gjennomtrekken i de andre sektorene har endret seg lite over tid, mens gjennomtrekken blant ansatte i finans og forsikring har blitt svakt økende.

Datamaterialet som anvendes i denne studien dekker perioden 1990–2012 og er en sammenkopling av Arbeidstaker- og arbeidsgiverregisteret (AA) med lønnsoppgaver i Lønns- og trekkoppgave -registeret (LTO) utført av Statistisk sentralbyrå.

## 4.2 Internasjonale studier

Empiri fra ulike land kan ikke kritikkfritt sammenlignes over landegrensene. Markedene for private helseforsikringer er svært ulike i forskjellige land, og helseforsikring kan ha ulike roller som gjenspeiler utformingen av den offentlige forsikringsordningen. Som nevnt tidligere i oppgaven, har privat helseforsikring i Norge en supplerende rolle og dekker samme tjenester som offentlige helseforsikringer. I andre land som for eksempel Frankrike eller Italia, spiller helseforsikringer en komplementær rolle og dekker vanligvis for helsetjenester som ikke er dekket av offentlige helseforsikringer.

Ifølge Grepperud et al. (2011) er en av de internasjonale studier som kan være relevante for norske forhold studien til Besley et al. (1999) fra Storbritannia; denne fokuserer på privat behandlingsforsikring i et system hvor den offentlige helseforsikringen har en supplerende rolle samme som i Norge. Kaspersen og Kalseth (2010) viser også at land som Danmark eller Sverige har en ganske likt helsesystem med Norge. Med det er verdt å merke seg at private helseforsikringer eller behandlingsforsikringer i Danmark har både en supplerende og komplementær rolle.

### **Besley et al. (1999)**

I en omfattende studie basert på britiske surveydata fra 1992, undersøker Besley et al. (ibid) om lengden på ventetider i offentlig helsesystem i Storbritannia har noen effekt på etterspørsel etter privat helseforsikring. Deres funn viser at 15 prosent av befolkningen hadde en eller annen type privat helseforsikring. Ved å skille gruppen med private helseforsikringer fra resten av befolkningen, observerer studien forskjeller mellom de to gruppene etter at de har kontrollert for demografiske og sosiøkonomiske faktorer. De finner videre at i sammeligning med referansegruppen, består gruppen som hadde privat helseforsikring av en større andel med høyere utdanning (65 prosent vs. 47 prosent), en større andel yngre enn 40 år, en større andel menn (52 prosent vs. 45 prosent) og høyere inntekt (76 prosent vs. 36 prosent). Resultatene fra regresjonsanalyser viser at sannsynligheten for å ha en behandlingsforsikring via arbeidsgiver, eller egen betalt økte med inntekt, utdanning og alder inntil 65 år. Disse funnene er i samsvar med resultatene til Grepperud og Iversen (2011). Når det gjelder hypotesen om at lengden på ventelister påvirker etterspørsel etter privat behandlingsforsikring, finner studien en betydelig effekt av ventetid på egenfinansierte



private helseforsikringer mens for kollektive avtaler tolkes effekten som en svak sammenheng. Resultatene er i strid med funnene til Aarbu (2009).

I Danmark er markedet for private helseforsikringer, egenbetalt eller via arbeidsgiver, mye større enn i de andre nordiske land. Kaspersen og Kalseth (2010) viser at det danske markedet for private helseforsikringer har vokst siden 1990-tallet, spesielt etter 2001 når veksten i markedet kan forklares med en betydelig vekst i behandlingsforsikringer via arbeidsgiver. Ifølge (Urkegjerde 2010) har private avtaler på det danske markedet økt fra 50 000 i 2000 til nesten 983 000 i 2008. Dermed var det naturlig at et så stort fenomen skapte interesse for flere studier som prøver å kartlegge faktorer som påvirker etterspørsel etter private behandlingsforsikringer og implisitt prøver å finne ut hvem som har slike forsikringer.

Kaspersen & Kalseth (2010) henviser til en dansk studier ( **Kjellberg et al.,2010**) som anslår at i 2010 nesten en million arbeidsstakere var dekket av arbeidsgiverfinansierte helseforsikringer (AF), i tillegg til at 58 prosent av de private ansatte og seks prosent av de offentlig ansatte hadde helseforsikring. En av de underliggende faktorer som kan forklare veksten i det danske markedet, er at bedriftene fikk skattefradrag for å tegne kollektive behandlingsforsikringer for alle sine ansatte. Skattefradragsordningen ble opphevet i 2012, men denne endringen gav ikke noen betydelig reduksjon i veksten i markedet. Dette tyder på at private helseforsikringer har blitt en del av den totale lønningen som virksomhetene tilbyr til sine ansatte, såkalte ”frynsegoder”( Kjellberg et al., 2010).

Videre påpeker Kjellberg et al.,(2010) at sannsynligheten for å ha AF stiger med inntekt og utdanningsnivå og at personer som er utenfor arbeidsmarkedet, studenter, pensjonister eller arbeidsledige, ikke er dekket av slike forsikringer.

**Kill (2011)** undersøker i sin ph.d-avhandling mulige forklaringsvariabler for fremveksten av private behandlingsforsikringer, samt deres effekt på forbruk av helsetjenester i Danmark. Studien består av seks kapitler. Innledningsvis gjennomgår forfatteren den empiriske litteraturen om hva som kjennetegner private forsikrede i et land med universell offentlig helseforsikring.

Videre studien søker å identifisere kjennetegn ved bedrifter som kjøper privat behandlingsforsikring på vegne av sine ansatte. Analysen anvender individuelle surveydata fra 2009 av den danske befolkning i alderen 18–75 år. Svareandelen var på 41 prosent og omfattet 5,447 respondenter. Kiil (ibid) finner at sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring øker med virksomhetens størrelse og inntekt. I tillegg øker sannsynligheten med graden av misnøye med det offentlige helsevesen og god egenrapportert helse fremfor alle som beskrev egen helse som dårlig eller meget dårlig. Hun finner også at ansettelse i privat sektor eller i en funksjonærstilling og alder inntil 49 år øker sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring.

Videre observeres det at kjennetegn som utdanningsnivå, kjønn, medlemskap i den private helseforsikringen ”danmark”, bosted i hovedstaten og hvorvidt respondenten hadde en lederstilling ser ikke ut til å være signifikant korrelert med sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Funnene i studien indikerer at virksomhetsspesifikke egenskaper representerer de viktigste faktorer for å forklare bedriftenes etterspørsel etter privat behandlingsforsikring.

I tillegg, en regresjonsanalyse mellom AF og bruk av helsetjenester gav ingen signifikant korrelasjon mellom det å ha arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring og sannsynligheten for å oppsøke legespesialist, fysioterapeut, kiropraktor samt poliklinisk behandling de siste 12 mnd. Funnene samsvarer med tidligere norsk empiri (Ukergjerde,2010). En tilleggs analyse, der det skilles mellom ansatte i privat sektor og ansatte i offentlig sektor viser derimot at arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring øker sannsynligheten for å ha mottatt poliklinisk behandling. Mens de andre estimatene forblir statistisk insignifikante. Videre undersøker forfatteren sammenheng mellom helseforsikring ”danmark” og bruk av utvalgte helsetjenester. Helseforsikring ”danmark” er det mest utbredte privat helseforsikring i Danmark og innebærer medlemskap i forsikringsselskapet ”danmark”. Resultatene, viser at denne type helseforsikring ser ut til å være signifikant korrelert med sannsynligheten for å oppsøke tannlege, fysioterapeut samt kiropraktisk behandling.

### **4.3 Oppsummering empiri**

Dette avsnitt viser en kort gjennomgang av de faktorer som i tidligere empiri er fremstilt som de mest sentrale for å forklare etterspørsel etter behandlingsforsikring.

Demografiske og sosioøkonomiske faktorer som kjønn, inntekt eller utdanning har i denne del av oppgaven blitt presentert som faktorer som kan forklare den økte etterspørsel etter privat behandlingforsikring. Kjennetegn som inntekt, eller alder ser ut at de har den største relevansen for etterspørsel etter private helseforsikringer i det individuelle markedet, og det antas at for bedrifter andre kjennetegn i tillegg til de som nevnes ovenfor har betydning for etterspørsel etter kollektive avtaler.

Tabell 4.1 viser en oversikt av variabler som antas å påvirke sannsynligheten for å ha å ha AF.

Ut i fra tidligere økonomiske teorier og empiri som ble presenterte i kapitel 3 og kapitel 4 jeg forventet jeg at noen av variablene som undersøkes videre i oppgaven har en positiv innflytelse på sannsynligheten for å ha AF, mens for andre faktorer resultatene ikke er tvetydig.

Tabell 4.1 Variabler som antas å påvirke sannsynligheten for å ha AF

| <b>Variabler</b>            | <b>Forventet sammenheng med arbeidsfinansiert helseforsikring dekning</b> |
|-----------------------------|---|
| <b>Næringskategori</b>      | signifikant positiv for noen næringsbransjer                              |
| <b>Menn</b>                 | signifikant positiv   |
| <b>Alder</b>                | signifikant positiv for noen alderskategorier                             |
| <b>Utdanningsnivå</b>       | tvedtydig   |
| <b>Ledende stilling</b>     | signifikant positiv   |
| <b>Egenvurdert helse</b>    | tvedtydig   |
| <b>Kronisk sykdom</b>       | tvedtydig   |
| <b>Inntekt</b>              | signifikant positiv   |
| <b>Antall legekontakter</b> | tvedtydig   |
| <b>Sykehusinnlegelser</b>   | tvedtydig   |

Variablene som er nevnt ovenfor, er på ingen måte noen satt liste av variabler som kan tenkes å ha effekt på sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring. Men illustrerer at det naturligvis finnes mange faktorer som kan påvirke ansattes forsikringsstatus.

## **5 Presentasjon av datasett**

Forskningsspørsmålene i denne oppgaven vil bli besvart ved hjelp av data fra SSB sin levekårsundersøkelse (tverrsnittundersøkelse) i 2008 og i 2012. Levekårsundersøkelsen er temaroterende, og hvert tredje år er hovedtema helse. Data som hentes inn suppleres med opplysninger om inntekt og utdanning samt opplysninger om trygder og stønader fra NAV. Data er tilgjengeliggjort gjennom Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD)

Der er flere grunner jeg benytter sekundærdata fra NSD i min oppgave i stedet for å samle inn egne data. Før det første inneholder datasettene informasjon som lar oss undersøke framveksten av private helseforsikringer i Norge og identifisere kjennetegn som skiller gruppen med arbeidsgiverfinansiert forsikring fra de som står uten slike forsikringer. I denne sammenheng er fokus først og fremst på bedriftsnivå og hva som karakteriserer de ansatte som i stadig større grad har slike private helseforsikringer. For det andre har det blitt gjort en del relevant forskning basert på foreliggende data, blant annet brukte Urkegjerde (2010), Grepperud og Iversen (2011) levekårsundersøkelsen i 2008 som datamateriale for sin forskning.

### **5.1 Levekårsundersøkelsen 2008**

Undersøkelsen omfatter data om hvordan befolkningen selv vurderer egen helse, om sykdom, funksjonsevne, levevaner og bruk av helsetjenester.

#### **5.1.1 Utvalg**

##### ***Opprinnelig utvalg***

Data er samlet inn ved personlig intervju (besøks- og telefonintervju) og ved utsending av et postalt tillegg. Ifølge dokumentasjonsrapporten (Wilhelmsen, 2008) er utvalget trukket etter reglene for tilfeldig utvalg og en kan dermed forvente at personene som trekkes ut i hver befolkningsgruppe ikke skiller seg systematisk ut fra dem som ikke blir trukket ut.

Bruttoutvalg for intervjuundersøkelsen er på 10 000 personer i alderen 16 år og eldre fra SSBs demografi- og befolkningsdatabase. Nettoutvalget, det vil si, personer som ble oppnådd intervju med, bestod av 6465 personer og blant dem, 4498 personer har både besvart intervju og postalt skjema. I tall presentert av Wilhelmsen (2008) er det i intervjuundersøkelsen små

avvik mellom netto og brutto utvalg når det gjelder kjønn, alder, med unntak av aldersgruppen 45–66 år som er noe overrepresentert og av aldersgruppen over 80 år som er noe underrepresentert. For det postale spørreskjemaet viser avvikene mellom netto- og brutto utvalg at skeivfordeling for alder forsterkes noe fra intervjuundersøkelsen og at kvinner er noe overrepresentert. Det er derimot rimelig å anta at avvikene ikke vil ha noen spesiell betydning for resultatene av analysene.

### ***Bearbeidet utvalg***

Det opprinnelige utvalget på 6465 personer, inneholder informasjon om 1.461 variabler. Et utvalg av disse variablene som for eksempel kjønn, alder eller helsetilstand er relevante for analysen i kapittel 8. Variablene som anvendes i analysen er presentert i tabell 5.1

Det har vært nødvendig med bearbeiding av datamaterialet og operasjonalisering av variabler slik at det passer min analyse. Det er droppet noen observasjoner fra det opprinnelige utvalget. Primært skyldes dette at det mangler data hos noen av respondentene om noen få, relevante variabler. Observasjoner er droppet dersom respondentene mangler data om antall legebesøk i det siste 12 måneder og totalt 58 personer er fjernet fra utvalget. Målgruppen som er av størst interesse for analysen er individer som har behandlingsforsikring og som er yrkesaktive i et ansettelsesforhold.

I levekårsundersøkelse 2008 ble individene bedt om å svare på følgende spørsmål: ” *Privat behandlingsforsikring er en helseforsikring som gir deg rett til undersøkelse, sykehusinnleggelse og annen legebehandling innen kort tid. Har du en slik behandlingsforsikring som ikke er en reiseforsikring? Livsforsikring, uføreforsikring. Ulykkesforsikring og forsikring ved kritisk sykdom skal ikke inkluderes*”.

Av hele utvalget på 6407 individer, oppgav 504 (7,8 prosent) at de hadde en slik forsikring, 5786 svarte ” Nei ” og 117 personer visste ikke om de hadde en slik forsikring.

Hvis respondentene svarte ” Ja ” på hovedspørsmål, ble ett tilleggsspørsmål stilt: ” *Er denne forsikring betalt av din arbeidsgiver?* ”. Hele 65 prosent (328 personer) av de som hadde behandlingsforsikring sa at de hadde en arbeidsgiverfinansiert forsikring, 175 individer hadde egenfinansiert forsikring og en person visste ikke hvem som betalte. Det er variabelen som indikerer om individet har arbeidsgiverfinansiert forsikring som er viktig for vår analyse. I

likhet med studien til Grepperud & Iversen(2011), dropper jeg observasjoner der respondenten har svart at de hadde egenbetalt forsikring. Videre omkoder jeg observasjoner der respondenten har svart ”vet ikke” eller ”vil ikke svare” til ”missing” på variablene som er relevante for analysen, herunder spørsmål om behandlingsforsikring, hvem som betaler forsikring, egenrapportert helsestatus, ledende stilling, varig sykdom og innleggelse på sykehus det siste 12 mnd. Totalt 122 observasjoner ble kodet som ” manglende verdi”.

Blant de som har oppgitt å ha arbeidsgiverfinansiert forsikring (AF), var 317 personer yrkesaktive, mens 301 var yrkesaktive i et ansettelsesforhold. I min analyse, er jeg interessert i kjennetegn ved dem i utvalget som oppgir å ha AF (n=301) i forhold til ansatte som oppgir at de ikke har AF (n=3671). Det endelige utvalget består da av 3972 observasjoner som utgangspunkt for analysen.

### 5.1.2 Variabler

Som nevnt tidligere, hovedfokus i analysene er å forklare hvem som er dekket av arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring og å undersøke mulige årsaker til at virksomheter kjøper private behandlingsforsikringer for sine ansatte. Som følge av at undersøkelse skal fange opp de sentrale kjennetegner av forsikringstakere, er det nødvendig at den multivariat analysen kontrolleres for flest mulige forhold som karakteriserer individene som inngår i datamaterialet.

Tabellen 5.1 gir en oversikt over alle variablene i analysen. Den avhengige variabel *ansatte med AF* defineres ut fra flere spørsmål om forsikringsstatus, arbeidssituasjon og ansettelsesforhold. Denne operasjonaliserte variabelen er en dikotom med verdier 0/1, hvor ansatte som har helseforsikring betalt av arbeidsgiver (AF) har verdien lik 1 og referansegruppen *ansatte uten AF* har verdien lik 0.

I alle analysene kontrolleres det for flere forhold som kan tenkes å være av betydning for sosiale ulikheter i hvem som har arbeidsgiverfinansiert private behandlingsforsikring. De uavhengige variablene som er relevante for undersøkelse er samme som i Grepperud & Iversen (2011) dummykodet og blant disse vil en variabel fungere som referanse for øvrige. Variabelen *mann* ses i forhold til *kvinne*, variabelen *helsegod* og *ledende stilling* ses i forhold til personer som ikke har god helse eller ledende stilling. Dummyvariabler for alder og

utdanning sammenlignes med referansevariabelen aldersgruppen 25–44 år og *utduvgs*.  
Næringsdummy sammenlignes med referansevariabelen *industri*.

Tabell 5.1 Variabelliste levekårsundersøkelse 2008

| Variabel                            | Type         | Definisjon  |
|-------------------------------------|--------------|---|
| <b>ansatte med AF</b>               | Binær        | = 1 har arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring   |
| <b>mann</b>                         | Binær        | =1 hvis mann  |
| <b>alder2</b>                       | Kontinuerlig | Individets alder på intervju tidspunkt  |
| <b>16–24 år</b>                     | Binær        | =1 hvis alder 16–24 år  |
| <b>25–44 år (referanse)</b>         | Binær        | =1 hvis alder 25–44 år  |
| <b>eldre enn 45</b>                 | Binær        | =1 hvis alder større enn 45   |
| <b>utduvgs (referanse)</b>          | Binær        | =1 høyeste utdanning lavere enn avsluttet videregående  |
| <b>utdvgs</b>                       | Binær        | =1 høyeste utdanning avsluttet videregående   |
| <b>utdunih</b>                      | Binær        | =1 høyeste utdanning universitets- og høyskole  |
| <b>utdmiss</b>                      | Binær        | =1 utdanningsnivå uoppgitt eller missing  |
| <b>inntekt</b>                      | Kontinuerlig | Samlet inntekt før skatt for husholdning i 1000 kr  |
| <b>1.inntektskvartil(referanse)</b> | Binær        | =1samlet husholdningenes inntekt lavest kvartil (1.kvartil)   |
| <b>2.inntektskvartil</b>            | Binær        | =1samlet husholdningenes inntekt nest lavest kvartil (2.kvartil)  |
| <b>3.inntektskvartil</b>            | Binær        | =1samlet husholdningenes inntekt nest høyest kvartil (3.kvartil)  |
| <b>4.inntektskvartil</b>            | Binær        | =1samlet husholdningenes inntekt høyest kvartil (4.kvartil)   |
| <b>ledende stilling</b>             | Binær        | =1 har leder ansvar/ overordnet stilling  |
| <b>offentlig ansatt</b>             | Binær        | =1 offentlig ansatt: Eierforhold arbeidsplass oppgitt som kommunal, fylkeskommunal eller statlig virksomhet |
| <b>helsegod</b>                     | Binær        | =1 hvis egenvurdert helse tilsvarende ”meget god ” ”god”  |
| <b>helsedårlig (referanse)</b>      | Binær        | =1 hvis egenvurdert helse tilsvarende ”verken god eller dårlig” ”dårlig” eller ”meget dårlig                |
| <b>kronisk_syk</b>                  | Binær        | =1 hvis minst en kronisk sykdom eller lidelse   |
| <b>legekort</b>                     | Binær        | =1 hvis kontakt med allmennlege/fastlege siste 12 mnd.  |
| <b>innlagt_syke</b>                 | Binær        | =1 hvis innlagt på sykehus de siste 12 måneder(fødsel ikke regnet med)                                      |
| <b>jordbruk</b>                     | Binær        | =1hvis ansatte i jordbruk, skogbruk og fiske næring (primærnæring)  |
| <b>industri(referanse)</b>          | Binær        | =1hvis ansatte i bergverk, industri, kraft, bygg og anlegg næring (sekundærnæring)                          |
| <b>offadm</b>                       | Binær        | =1hvis ansatte i off.adm, forsvar og trygdeordninger næring   |
| <b>undervis</b>                     | Binær        | =1hvis ansatte i undervisning næring  |
| <b>varehandel</b>                   | Binær        | =1hvis ansatte i varehandel hotell og restaurant næring   |
| <b>transport</b>                    | Binær        | =1hvis ansatte i transport, lagring og kommunikasjon næring   |
| <b>finans</b>                       | Binær        | =1hvis ansatte i finansielle tjenesteyting, eiendom og forsikring næring                                    |
| <b>helse</b>                        | Binær        | =1hvis ansatte i helse-, omsorg- og sosialtjenester næring  |
| <b>annet</b>                        |              | =1hvis ansatte i andre næringer   |
| <b>annet2</b>                       | Binær        | =1hvis ansatte i primærnæring og annet næring   |
| <b>uopp_nær</b>                     | Binær        | =1hvis ansatte i uoppgitt næringskategori   |

## 5.2 Levekårsundersøkelsen 2012

Hovedtema for Levekårsundersøkelse fra 2012 var helse, omsorg og sosial kontakt. Denne undersøkelsen inneholder de samme bakgrunnsvariablene som i de andre undersøkelsene som måler befolknings generelle helsetilstand, og dette gir et grunnlag for å sammenligne resultater fra denne undersøkelse med de foregående undersøkelsene. Fra og med 2011 ble det innført en ny form for undersøkelse, som har som formål å forbedre samordning med

internasjonale rapporteringsbehov (Adam & Vrålstad, 2014). Det nye systemet dekker i stor grad tidligere tema, men det er også utviklet nye tema for å belyse politisk deltakelse, sosialt nettverk og økonomiske og sosiale problemer.

### 5.2.1 Utvalg

Data er samlet inn ved en kombinasjon av besøks- og telefonintervju og ved utsending av et postalt tillegg i papirform eller på web. Svarprosenten i helse-og levekårundersøkelser har variert fra 73 prosent i 1998 til 67 prosent i 2008 og 58 prosent i 2012. Det vil alltid være umulig å få svar fra alle som er trukket til en så omfangsrik undersøkelse (se tabell 5.2). Av de 10 000 som var trukket etter reglene for tilfeldig utvalg var det 4400 som var utenfor målegruppen, enten fordi de var døde, bosatt på institusjon eller har man de personene som ikke ønsket å delta og de man ikke oppnådde kontakt med (Adam & Vrålstad, 2014).

Tabell 5.2 Nøkkeltall for 2012- undersøkelsen

**Intervjuundersøkelsen:**

Trukket utvalg (personer trukket ut for intervju): 10 000

Bruttoutvalg: 9771

Nettoutvalg: 5660

Svarandel: 58 %

**Selvutfyllingsskjema (sendt til nettoutvalg):**

Nettoutvalg: 5660

Frafall: 1627

Nettoutvalg (personer som har besvart skjema): 4033

Andel besvart postalt: 2842

Andel besvart på web: 1191

Svarandel postalt: 50 %

Svarandel web: 21 %

Kilde: SSB Levekårsundersøkelse om helse, omsorg og sosial kontakt 2012

Selv om en ikke kan eliminere alle feil eller skjevheter i en slik undersøkelse, ifølge dokumentasjonsrapporten (Adam & Vrålstad, 2014) avvikene mellom nettoutvalget og bruttoutvalget er relativt små og SSBs levekårundersøkelse 2012 er pålitelig datasett å bruke i en empirisk analyse, og reliabiliteten bør være høy (ibid).

#### ***Bearbeidet utvalg***

Fra det opprinnelige utvalget på 5660 respondenter som ble intervjuet har jeg droppet 40 individer som mangler observasjoner om antall legekontakter de siste 12 måneder. I likhet



med 2008-levekårundersøkelsen er det kun individer som har behandlingsforsikring via arbeidsgiver og som er yrkesaktive i et ansettelsesforhold, som er med i utvalget.

I levekårsundersøkelsen 2012 ble individene bedt om å svare på det samme spørsmålet om hvorvidt individene hadde en privat behandlingsforsikring. Av hele utvalg på 5620 individer, oppgav 757 personer at de hadde privat behandlingsforsikring, 6 individer svarte ikke på spørsmål, 139 visste ikke om de hadde slik forsikring samt for 1 respondent mangler opplysning. Hvis respondentene svarte ”Ja” på hovedspørsmål, ble ett tilleggsspørsmål stilt: ”*Er denne forsikring betalt av din arbeidsgiver?*”

Blant de 757 personene som sa at de hadde privat behandlingsforsikring, hadde 521 (9,3 prosent) forsikringen betalt av arbeidsgiver, samt 231(4,17 prosent) individer hadde egenbetalt forsikring. Omtrent 1 prosent av respondentene har svart ”vet ikke” på spørsmålet om de har en slik forsikring. Denne rapportering tilsier at om lag 9,3 prosent av hele utvalget på 5620 personer, mener å ha en arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Noe som stemmer godt overens med tidligere forskning som anslår at etterspørsel etter denne type forsikrings forventes å øke i fremtiden (Seim et al., 2007; Grepperud og Iversen, 2011 ). De nyeste tall fra FNO viser også en betydelig vekst i antall behandlingsforsikringer betalt av arbeidsgiver i perioden 2008–2012.

I en spørreundersøkelse er det gjerne svaralternativene som ”vil ikke svare” eller ”vet ikke” og som ikke yter noe opplysende svar som en kan bruke videre i studium. Så lenge de personene som har svart dette utgjør en liten andel av hele utvalget, er det lite problematisk å fjerne disse. Videre utelukker jeg observasjoner der respondenten har svart ”vet ikke” eller ”vil ikke svare” på variablene som er relevante for analysen. Dette gjelder spørsmål om behandlingsforsikring, hvem som betaler forsikring, egenrapportert helsestatus, ledende stilling, varig sykdom og innleggelse på sykehus de siste 12 måneder.<sup>16</sup>

Ettersom i analysen er det målgruppen først og fremst personer i arbeid, begrenses utvalget til individer som har behandlingsforsikring og som er yrkesaktive i et ansettelsesforhold. Blant de som har oppgitt å ha arbeidsgiverfinansiert forsikring (AF) var, 503 personer yrkesaktive, mens 480 var yrkesaktive i et ansettelsesforhold. Hovedfokus i analysen er å studere

---

<sup>16</sup> Totalt dropper jeg 166 observasjoner.

kjennetegn ved dem i utvalget som oppgir å ha AF (n=480) i forhold til ansatte som oppgir og ikke ha AF (n=2840). Det endelige utvalget består da av 3320 observasjoner som utgangspunkt for analyse.

## 5.2.2 Variabler

I de følgende presenteres variablene som inngår i analysen, og disse er i teksten satt i kursiv. Videre de relevante variabler i studie deles i fem grupper: forsikringsvariabler, demografiske og sosioøkonomiske variabler, helsestatus variabler samt variabler for næringstilhørighet. For fullstendig liste og definisjon av alle variabler som benyttes i analysen av SSBs Levekårsundersøkelse (tverrsnittsundersøkelsen) 2012 vises til Appendiks A.1

### *Forsikringsvariabler*

En dummyvariabel for hvorvidt individet har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring eller ikke er inkludert i analysen. Den avhengige variabel ” *ansatte med AF* ”

### *Demografiske variabler*

Kjønn og alder er relevante demografiske variabler. Begge disse forventes å påvirke sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver (AF). Kjønn var i utgangspunktet kodet på nominalnivå hvor mann hadde verdien 1, og kvinne verdien 2. Dette gir ikke gyldige svar i regresjonsanalysene. Kjønn er dermed dummykodet til å bli en dikotom variabel som kan benyttes i en logistisk regresjon. Verdien er lik 1 er for mann og 0 for kvinne (referansekategori). Det forventes i analysen ut i fra tidligere forskning at sannsynligheten for å ha AF, relativt til ikke å ha noen behandlingsforsikring påvirkes positivt av å være menn (Besley et al., 1999).

Aarbu (2007) finner at etterspørsel etter helseforsikring avtar med alder. Samtidig finner Besley et al. (1999) at etterspørsel etter helseforsikring øker med alder, men er avtakende for de som er eldre enn 65 år. For å fange opp eventuelle avtakende eller økende marginaleffekt av alder inkluderes ett dummysett av variabel. I datasettet har jeg informasjon om alderen til alle i utvalget. Personene er i alderen 16 år til over 80 år. Med tanke på problemstillingen i denne studien anses det ikke som hensiktsmessig å undersøke sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring for hvert alderstrinn. Jeg deler derfor variabelen *alder* inn i tre forskjellige aldersgrupper. Den nye variabelen *alder* vil dermed bestå av

følgende aldersgrupper: 16–24 år, 25–44 år og eldre enn 45 år, hvor alderskategori 25-44 år er basiskategorien.

### ***Sosioøkonomiske variabler***

Sosioøkonomiske variabler som er inkludert i analysen er inntekt, utdanning og arbeidssituasjon. SSBs data inneholder både informasjon om respondentenes personlige inntekt, husholdningens totale inntekt, samt husholdningenes størrelse og sammensetning.

Vi har data om både individets inntekt og husholdningens inntekt. Alle inntektsvariabler oppgis i 1000 kroner. Variabelen inntekt (husholdningens bruttoinntekt) er kontinuerlig. Ut fra denne variabelen ble det laget en ny variabel hvor inntekt ble kategorisert til kvartiler.

Kvartilene omfatter den fjerdedelen av husholdningene som har henholdsvis lavest (1.kvartil), nest lavest (2. kvartil), nest høyest (3.kvartil) og høyest (4. kvartil) inntekt før skatt og gir oss grunnlag for å vurdere spredningen i datamaterialet. I en oppgave som dette kunne det ha vært ønskelig å bruke median bruttoinntekt, men på grunn av at antall observasjoner var for få i basiskategorien, i tillegg til at noen respondenter hadde manglende data om husholdningsinntekt, vil medianen gi for stor usikkerhet rundt resultater i analysen. Av denne årsak har jeg valgt kvartiler, som deler inntekt i fire intervaller.

Datasettet sin opprinnelige utdanningsvariabel er kategorisert med Norske standard for utdanningsgruppering 2000 (NUS2000). Dette er et sekssifret kodesystem som klassifiserer utdanning etter nivå og fag der første siffer angir utdanningsnivå, andre siffer fagfelt og så videre til hver enkelutdanning er klassifisert. For denne oppgaven er det hovedsakelig det første sifferet som er av betydning.

Blant de 5620 som ble intervjuet, hadde 3 personer verdien 0 (ingen utdanning eller førskoleutdanning) på spørsmålet om utdanningsnivå. For 175 personer er det ikke oppgitt data om utdanning, og over 70 prosent av disse er i aldersgruppen 16–24 år. Videre er det 22 respondenter hvor de rett og slett mangler opplysning om utdanning.

I undersøkelsen er respondentenes utdanningsnivå delt i ni nivåer. Jeg har valgt å slå sammen flere av disse nivåene slik at jeg i hovedanalysene ender opp med en utdanningsvariabel bestående av fire nivåer. Den opprinnelige nivå 0-2 slås sammen i *utdugs (referanse)* og personene i denne kategorien har dermed maksimum ungdomsskoleutdanning. De videre nivåene blir som følge: *utdugs(3 4 5)* som inkluderer alle personer med fullført videregående

skole og *utdunih*(6 7 8) som omfatter personer med universitets-og høyskoleutdanning, lavere og høyere nivå. Variabelen *utdmis* (9 og missing) fanger opp observasjoner der utdanningsnivå mangler eller er uoppgitt.

### ***Helsevariabler***

Her er det tatt flere variabler som sier noe om individenes helsetilstand (sykdomsrisiko).

I SSB sin levekårsundersøkelse i 2012 skal respondentene vurdere om helsen er meget god, god, hverken god eller dårlig, dårlig eller meget dårlig. Egenvurdering av helse er delt inn i dummyvariablene *helsegod* som fanger opp om respondenten har oppgitt sin helse til å være ”meget god eller ”god” og *helsedårlig* som fanger opp alle som har beskrevet sin egen helse enten som ”verken god eller dårlig”, ”dårlig” eller som ”meget dårlig”. Helsedårlig er referanse kategorien.

Variabelen *kronisk syk* er en dummyvariabel som inkluderer alle individer som oppgir å ha en eller flere varige sykdommer. Med andre ord fanger variabelen opp de som har en medfødt sykdom eller virkning av skade, lidelse som har vart i minst 6 måneder eller nyere diagnostisert lidelse som forventes å bli varig.

Variablene for bruk av helsetjenester er inkludert i analysen også som binære variabler. Variabelen *legekont* registrerer om individet har besøkt allmennlege de siste 12 måneder. Variabelen inkluderer ikke besøk der en har medfulgt barn eller andre hos allmennlege. Dummyvariabel *innlagt\_syke* for hvorvidt individene har vært innlagt på sykehus de siste 12 måneder er også inkludert i analyse, her er ikke fødsler inkludert i variabelen.

### ***Næringsvariabler***

Her har jeg tatt i utgangspunkt i SSBs næringsstandarder, som koder alle arbeidssektorene i Norge i en hierarkisk struktur med fem nivå(SN2002,SN2007). Første nivå betegner næringshovedområdet, og det er dette nivået som brukes i oppgaven. På grunn av at SSB endret Standarden for næringsgruppering fra SN2002 til SN2007 i datamaterialet fra 2012 brukes den nye næringsstandard (SN2007). For å gjøre SN2002 som dekker årene 2008 fram til 2010 kompatibel med SN2007 var det nødvendig å modifisere næringsinndelingen. SN2007 har 21 næringshovedområdet, mens SN2002 er delt i 17 næringshovedområdet.

Flere av næringene ligger tett opp til hverandre når det gjelder hvilken form for produksjon som utføres. Jeg har derfor for å begrense omfanget av antall næringer, valgt å slå sammen enkelte av næringene. Variabelen *næring for hovedarbeidsforhold* omgjøres til 10 nye dummyvariabler.

Næringene jordbruk, skogbruk og fiske slås sammen til en felleskategori *jordbruk*. Det samme gjøres med næringene bergverksdrift, oljeutvinning, industri, kraft og vannforsyning, bygg og anlegg til en felleskategori *industri*. Næringsgruppene varehandel, hotell og restaurantvirksomhet blir omgjort til *varehandel*<sup>2</sup>. Kategorien *offentlig administrasjon* består av næringene offentlig administrasjon, forsvar og trygdeordninger underlagt offentlig forvaltning. Helse, omsorg og sosialtjenester næringer utgjør kategorien *helse*. *Undervisning og uoppdrett* kategoriene beholdes uten å gjøre noen endringer, og det representerer hver en dummyvariabel. Andre næringer er i egen kategori under navn *annet*. Variabelen *industri* benyttes som referansekategori. I regresjonsanalyse, på grunn av få observasjoner er *jordbruk* slått sammen med *annet* i kategorien *annet*<sup>2</sup>.

Dummyvariabelen *finans* fanger opp om individet jobber i næringene finansielle tjenesteyting og forsikring, eiendomsdrift, samt utleie av virksomheter. Transport, kommunikasjon og lagringsnæringer blir slått sammen under kategorien *transport*<sup>2</sup>.

## 6 Deskriptiv statistikk

I det følgende kapitlet presenteres deskriptiv statistikk for variablene som er brukt i analysen. Den deskriptive presentasjonen skal gi en forståelse for hvordan utvalget fordeler seg på de ulike variablene som benyttes i analysen.

Først, for hver av variablene vises enkel, deskriptiv statistikk i tabell 6.1, 6.2 og 6.3. Tabellene viser gjennomsnittsverdi, antall observasjoner og standardavvik, samt minimums- og maksimumsverdi for de avhengige og uavhengige variabler. Videre i avsnitt 6.3 presenteres statistikk for utvalget etter kjønn, inntekt og andre nøkkelvariabler.

### 6.1 Deskriptiv statistikk avhengige variabler

Tabell 6.1 gir en oversikt over gjennomsnittsverdi og standardavvik samt minimums- og maksimumsverdi og antall observasjoner for de avhengige variablene i de to levekårsundersøkelser. På antall individer som har svart, ser man tydeligere at det er flere individer som har svart i 2008-undersøkelsen enn i de andre. Dette får ingen store konsekvenser for analysen, men er det verdt å bemerke.

Variabelen *ansatte\_AF* er definert ved å se på antall yrkesaktive i et ansettelsesforhold med behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver blant individene i datasettet og skille ut de som står utført uten slike forsikringer. 7,5 prosent av personer i utvalget fra levekårsundersøkelse i 2008 har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring i sammenligning med 14,4 prosent av personer i utvalget fra 2012. Vi ser at vi har en betydelig økning av antall ansatte som er behandlingsforsikret gjennom jobben, noe som tilsvarer en dobling av antall personer med AF fra 2008 til 2012.

Tabell 6.1 Deskriptiv statistikk levekårsundersøkelse 2008 og 2012 avhengig variabel

| Variabel               | Observasjoner | Gjennomsnitt | St.avik | Min.verd | Maks.verdi |
|------------------------|---------------|--------------|---------|----------|------------|
| <b>ansatte_AF 2008</b> | 3972          | 0,075        | 0,264   | 0        | 1          |
| <b>ansatte_AF 2012</b> | 3320          | 0,144        | 0,351   | 0        | 1          |

## 6.2 Deskriptiv statistikk uavhengige variabler

Den påfølgende tabellen 6.2a gir et overblikk over de uavhengige variablene for studien av levekårsundersøkelsen i 2008. Variablene som brukes videre i regresjonsanalysene er operasjonalisert på samme måte i begge undersøkelsene og dermed er minimums- og maksimumsverdier like.

Tabell 6.2a Deskriptiv statistikk uavhengige variabler SSB 2008

| Variabel         | Observasjoner | Gjennomsnitt | Std. avvik | Min.verdi | Mak.sverdi |
|------------------|---------------|--------------|------------|-----------|------------|
| mann             | 3972          | 0,504        | 0,500      | 0         | 1          |
| alder2           | 3972          | 42.018       | 13.381     | 15        | 83         |
| 16–24 år         | 3972          | 0,118        | 0,323      | 0         | 1          |
| 25–44 år         | 3972          | 0,443        | 0,496      | 0         | 1          |
| eldre enn 45     | 3972          | 0,437        | 0,496      | 0         | 1          |
| utdovgs          | 3972          | 0,183        | 0,386      | 0         | 1          |
| utdvgs           | 3972          | 0,410        | 0,491      | 0         | 1          |
| utdunih          | 3972          | 0,362        | 0,480      | 0         | 1          |
| utdmis           | 3972          | 0,044        | 0,206      | 0         | 1          |
| inntekt          | 3972          | 778,504      | 354.543    | – 1020    | 1600       |
| 1.inntekskvartil | 3972          | 0,164        | 0,370      | 0         | 1          |
| 2.inntekskvartil | 3972          | 0,233        | 0,423      | 0         | 1          |
| 3.inntekskvartil | 3972          | 0,308        | 0,461      | 0         | 1          |
| 4.inntekskvartil | 3972          | 0,293        | 0,445      | 0         | 1          |
| ledende stilling | 3972          | 0,288        | 0,453      | 0         | 1          |
| offentlig ansatt | 3972          | 0,383        | 0,486      | 0         | 1          |
| helsegod         | 3972          | 0,884        | 0,319      | 0         | 1          |
| kronisk_syk      | 3972          | 0,325        | 0,468      | 0         | 1          |
| legekant         | 3972          | 0,819        | 0,384      | 0         | 1          |
| innlagt_syke     | 3972          | 0,065        | 0,249      | 0         | 1          |
| jordbruk         | 3972          | 0,007        | 0,864      | 0         | 1          |
| industri         | 3972          | 0,181        | 0,384      | 0         | 1          |
| offadm           | 3972          | 0,065        | 0,248      | 0         | 1          |
| undervis         | 3972          | 0,085        | 0,278      | 0         | 1          |
| varehandel       | 3972          | 0,125        | 0,330      | 0         | 1          |
| transport        | 3972          | 0,056        | 0,231      | 0         | 1          |
| finans           | 3972          | 0,116        | 0,320      | 0         | 1          |
| helse            | 3972          | 0,188        | 0,391      | 0         | 1          |
| annet            | 3972          | 0,030        | 0,172      | 0         | 1          |
| annet2           | 3972          | 0,038        | 0,191      | 0         | 1          |
| uopp_nær         | 3972          | 0,015        | 0,359      | 0         | 1          |

Gjennomsnittsalderen i utvalget er omtrent 42 år, og vi ser at over halvparten av utvalget er menn. Dummyvariabler for hvilken alderskategori respondenten tilhører er inkludert i analysen for å fange opp eventuell alders variasjon. 44 prosent av utvalget tilhører

alderskategori 25–44 år, 43 prosent tilhører alderskategori eldre enn 45 år, mens 11,8 prosent tilhører alderskategori 16–24 år.

Gjennomsnittlig samlet husholdningsinntekt for respondentene i utvalget før skatt er kr 778 504. Medianinntekten er kr 760 000. Den høyeste husholdningsinntekt i våres utvalget er 1,6 millioner kroner, mens minimumsverdien er negativ. Negativ inntekt er tilfelle dersom individene får større fradrag enn inntekt på selvangivelsen.

Dummyvariabler for hvilke inntektskvartil respondenten tilhører, er inkludert i analysen for å fange opp en eventuell inntekt variasjon. 30,8 av utvalget tilhører den 3.kvartil, 29,3 prosent tilhører den 4.kvartil, 23,2 prosent i den 2.kvartil, mens 16,4 prosent tilhører den 1.kvartil.

18,4 prosent av utvalget har utdanning lavere enn avsluttet videregående skole som høyeste fullførte utdanningsnivå, mens 41,9 prosent har avsluttet videregående skole som høyeste utdanningsnivå. Som forventet er det færre, 36,2 prosent, som har tatt høyere utdanning på høyere nivå. Mer enn 4 prosent av respondentene har ikke oppgitt utdanningsnivå.

Omtrent 39 prosent oppgir å være ansatt i kommunal, fylkeskommunal eller statlig virksomhet. Disse effekter fanges opp i variabelen for offentlig ansatte. Variabelen ble presentert også i avsnitt 6.3, men droppet fra de endelige analyser da de ikke tilhørte ytterligere forklaringskraft. I tillegg, mangler vi opplysningen om hvorvidt respondenten jobber i privat sektor eller offentlig sektor i levekårsundersøkelsen 2012. Videre svarer 28,8 prosent at de har en overordnet stilling med lederansvar for andre ansatte.

For å vise individenes helsetilstand har jeg valgt å inkludere variabler for egenvurdert helse, antall sykehusinnleggelse (fødsler ikke regnet med), varige sykdom samt antall legekontakter. På spørsmålet om hvordan en vurderer sin egen helse, svarer mer enn 88 prosent at de vurderer den som meget god eller god. Disse fanges i variabelen helsegod. I avsnitt 6.3, ble variabelen også presentert som et dummysett med variabelen meget god, god og annet (egenvurdering av helse som verken god eller dårlig, dårlig eller meget dårlig) for å fange opp en mer sterkere variasjon mellom gruppene når det gjelder forsinkingsstatus. Variabelen droppes fra den endelige analysen og for å si noe om respondentenes, egenrapportert helse benyttes i stedet variabelen helsegod. 81,9 prosent av utvalget oppgir å ha hatt en eller flere legekontakter den siste år, mens 32 prosent har minst en varig sykdom.



Når det gjelder antall sykehusinnleggelser, bare 6,5 prosent av utvalget har vært innlagt på sykehus den siste år.

Tabellen 6.2a viser videre at det er en betydelig forskjell på hvordan individene i utvalget fordeler seg på næringskategorier. 18 prosent oppgir å være ansatt i industrinæringer, nesten 19 prosent i helse sektoren mens 12,5 prosent er ansatte i varehandelsnæringer. Når det gjelder resten av næringssektorene så varierer prosenten fra 0,7 (jordbruk) til 6,5 i offentlig administrasjon.

### ***Deskriptiv statistikk uavhengige variabler SSB 2012***

Tabell 6.2b gir en oversikt over gjennomsnittsverdi, antall observasjoner og standardavvik for de uavhengige variablene som brukes i videre analyser av levekårsundersøkelsen 2012. Alle variabler fremstilles omkodet. Det endelige utvalget for analysen i 2012-undersøkelsen består av 3320 observasjoner, mens i 2008-undersøkelsen består utvalget av 3972 personer.

Her det kan stilles spørsmål ved i hvilke grad de ulike utvalgene jeg bruker i analysen, gir data som er sammenlignbare over tid. Gjentatte tverrsnittundersøkelse er karakterisert ved å bruke data fra ulike perioder, men med samme forskningsområdet (land, gruppe) eller tema (som helse, boforhold) uten at det nødvendigvis er den samme respondenten (Skog 2013).

Gjennomsnittsalderen i utvalget er 43 år og mer enn halvparten er menn. Videre er 44 og 43 prosent av utvalget mellom 25–44 år og respektive eldre enn 45 år. Bare omtrent 12 prosent av utvalget oppgir å ha alder mellom 16–24 år.

Gjennomsnittlig samlet husholdningsinntekt for respondentene i utvalget før skatt er kr 904 004, mens medianinntekten er kr 900 000. Den høyeste husholdningsinntekt i våres utvalget er 1,7 millioner kroner, mens minimumsverdien er negativ. Vi observerer at det er relativt stor spredning imellom inntektene, noe som også er reflektert i en standardavvik på 414 984.

Fordelingen av respondentene innenfor hvert inntektskvartil er omtrent det samme som i 2008-undersøkelsen.

Tabell 6.2b Deskriptiv statistikk uavhengige variabler SSB 2012

| Variabel                 | Observasjoner | Gjennomsnitt | Std. avvik | Min.verdi | Mak.sverdi |
|--------------------------|---------------|--------------|------------|-----------|------------|
| <b>mann</b>              | 3320          | 0,515        | 0,499      | 0         | 1          |
| <b>alder2</b>            | 3320          | 43,331       | 13,584     | 15        | 82         |
| <b>16–24 år</b>          | 3320          | 0,118        | 0,323      | 0         | 1          |
| <b>25–44 år</b>          | 3320          | 0,444        | 0,496      | 0         | 1          |
| <b>eldre enn 45</b>      | 3320          | 0,437        | 0,496      | 0         | 1          |
| <b>utdugvs</b>           | 3320          | 0,151        | 0,358      | 0         | 1          |
| <b>utdvgs</b>            | 3320          | 0,409        | 0,491      | 0         | 1          |
| <b>utdumih</b>           | 3320          | 0,419        | 0,493      | 0         | 1          |
| <b>utdmis</b>            | 3320          | 0,020        | 0,140      | 0         | 1          |
| <b>inntekt</b>           | 3320          | 904,004      | 414,984    | – 1040    | 1720       |
| <b>1.inntektskvartil</b> | 3320          | 0,169        | 0,375      | 0         | 1          |
| <b>2.inntektskvartil</b> | 3320          | 0,224        | 0,417      | 0         | 1          |
| <b>3.inntektskvartil</b> | 3320          | 0,287        | 0,452      | 0         | 1          |
| <b>4.inntektskvartil</b> | 3320          | 0,318        | 0,466      | 0         | 1          |
| <b>ledende stilling</b>  | 3320          | 0,336        | 0,472      | 0         | 1          |
| <b>helsegod</b>          | 3320          | 0,842        | 0,363      | 0         | 1          |
| <b>kronisk_syk</b>       | 3320          | 0,361        | 0,004      | 0         | 1          |
| <b>legekont</b>          | 3320          | 0,803        | 0,397      | 0         | 1          |
| <b>innlagt_syke</b>      | 3320          | 0,064        | 0,245      | 0         | 1          |
| <b>jordbruk</b>          | 3320          | 0,038        | 0,864      | 0         | 1          |
| <b>industri</b>          | 3320          | 0,169        | 0,384      | 0         | 1          |
| <b>offadm</b>            | 3320          | 0,078        | 0,248      | 0         | 1          |
| <b>undervis</b>          | 3320          | 0,090        | 0,028      | 0         | 1          |
| <b>varehandel</b>        | 3320          | 0,152        | 0,359      | 0         | 1          |
| <b>transport</b>         | 3320          | 0,090        | 0,028      | 0         | 1          |
| <b>finans</b>            | 3320          | 0,128        | 0,405      | 0         | 1          |
| <b>helse</b>             | 3320          | 0,208        | 0,391      | 0         | 1          |
| <b>annet</b>             | 3320          | 0,043        | 0,203      | 0         | 1          |
| <b>annet2</b>            | 3320          | 0,081        | 0,273      | 0         | 1          |
| <b>uopp_nær</b>          | 3320          | 0,001        | 0,030      | 0         | 1          |

15,1 prosent av utvalget har utdanning lavere enn avsluttet videregående skole som høyeste fullførte utdanningsnivå, mens 40,9 prosent har avsluttet videregående skole som høyeste utdanningsnivå. Overraskede har rundt 42 prosent i utvalget utdanning på høyere nivå. 2 prosent av respondentene har ikke oppgitt utdanningsnivå. Sammenlignet med 2008-undersøkelsen, har andelen av individene i utvalget som har tatt høyere utdanning økt med rundt 4 prosent. Tabell 6.2b viser videre at det er en god del færre individer i 2012-undersøkelse som har utdanning lavere enn avsluttet skole enn i den overnevnte undersøkelsen. Videre på spørsmål om hvordan en vurderer sin egen helse svarer 82,4 prosent at de vurderer den som meget god eller god.

Av de næringsvariabler inkludert i tabell 6.2b, ser en at de fleste av respondenter i utvalget jobber i helsesektoren (over 20 prosent). Ifølge Grepperud og Iversen (2011) befinner mesteparten av ansatte som ikke er dekket av private behandlingsforsikring seg i næringer som offentlig administrasjon, undervisning og helse- og omsorgstjenester. Dette kan forklare hvorfor noen av næringskategoriene i utvalget er forholdsvis høye.

Industri, varehandel og finans næringer utgjør til sammen 45 prosent av de ansatte i utvalget. Når det gjelder uoppgitt næringskategorier (0,01 prosent), ser vi videre i tabellen at nesten alle respondentene har svart på spørsmålet om bransjetilhørighet. I 2008 er svarprosenten for samme kategorien 15 prosent av utvalget.

### **6.3 Kjennetegn ved ansatte med arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring**

I dette avsnittet presenteres statistikk over arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring fordelt på kjønn, alder, utdanningsnivå, helsestatus, arbeidssituasjon, bruk av helsetjenester og nærings variabler. Samvariasjonen presenteres både i form av bivariat frekvenstabell og grafisk fremstilling. Ved hjelp av tabellanalyse ønsker jeg å avdekke kjennetegn ved ansatte avhengig av om de har AF eller ikke. Dette gjøres for å beskrive utvalget som senere skal benyttes i regresjonsanalysen, og kan ha betydning for funn hvis fordelingen er forskjellig i de to ulike grupper samt i de to ulike levekårsundersøkelsene. Verdiene er oppgitt i prosent og gjennomsnitt.

Tallene i tabellene nedenfor er satt opp for å kunne sammenliknes og all statistikk presenteres med gruppen som har behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver og gruppen uten forsikring hver for seg, for å tydeliggjøre eventuelle kjennetegn/ forskjeller. I tillegg vil de grafiske fremstillinger fanger opp noen av disse kjennetegn per 2012 og dette kan gi en indikasjon om utviklingen i utbredelsen av privat behandlingsforsikring i observasjonsperioden.

Tabellen 6.3 gir en oversikt over behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver fordelt på kjønn, aldersgrupper, utdanning, arbeidstid samt andre sosioøkonomiske variabler for 2008 og 2012-undersøkelser. Variabler for median bruttoinntekt, ukentlig arbeidstid, og variabler som fanger opp jobbsektoren er definert i analysen og presentert i deskriptiv statistikk, men droppet fra den endelige analysen. Det samme gjelder dummyvariabel høyere utdanning, siden det i regresjonsanalysen brukes ett dummysett for utdanningsvariabel.

Tabell 6.3 Deskriptiv statistisk over fordelingen av behandlingsforsikring

|  | Ansatte med AF |            | Ansatte uten AF |             |
|--|----------------|------------|-----------------|-------------|
|  | SSB 2008       | SSB 2012   | SSB 2008        | SSB 2012    |
| Andel menn (%)                                   | 68,1           | 68,5       | 48,0            | 48,6        |
| Gjennomsnittsalder (år)                          | 41,7           | 42,9       | 42,0            | 43,4        |
| Andel med lavere utdanning, enn videregående (%) | 12,3           | 12,7       | 18,8            | 15,5        |
| Andel med videregående skole(%)                  | 48,8           | 47,5       | 40,3            | 39,8        |
| Andel med utdanning, høyere nivå(%)              | 34,5           | 37,9       | 36,3            | 42,6        |
| Andel med utdanning, uoppgitt eller missing      | 4,3            | 1,8        | 4,4             | 1,9         |
| Gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid (timer)      | 40,7           | 40,5       | 34,3            | 34,6        |
| Ledende stilling (%)                             | 44,2           | 43,9       | 27,6            | 31,8        |
| Offentlig ansatt (%)                             | 5,9            | -          | 41,0            | -           |
| Median bruttoinntekt i 1000 kr                   | 900            | 1080       | 740             | 860         |
| 1.inntekskvartil <sup>17</sup>                   | 5,9            | 8,1        | 17,3            | 18,5        |
| 2.inntekskavrtil                                 | 19,6           | 15,8       | 23,6            | 23,5        |
| 3.inteksvartil                                   | 28,9           | 26,4       | 30,9            | 29,1        |
| 4.inntekskvartil                                 | 45,5           | 49,5       | 28,0            | 28,8        |
| <b>N</b>   | <b>301</b>     | <b>480</b> | <b>3671</b>     | <b>2840</b> |

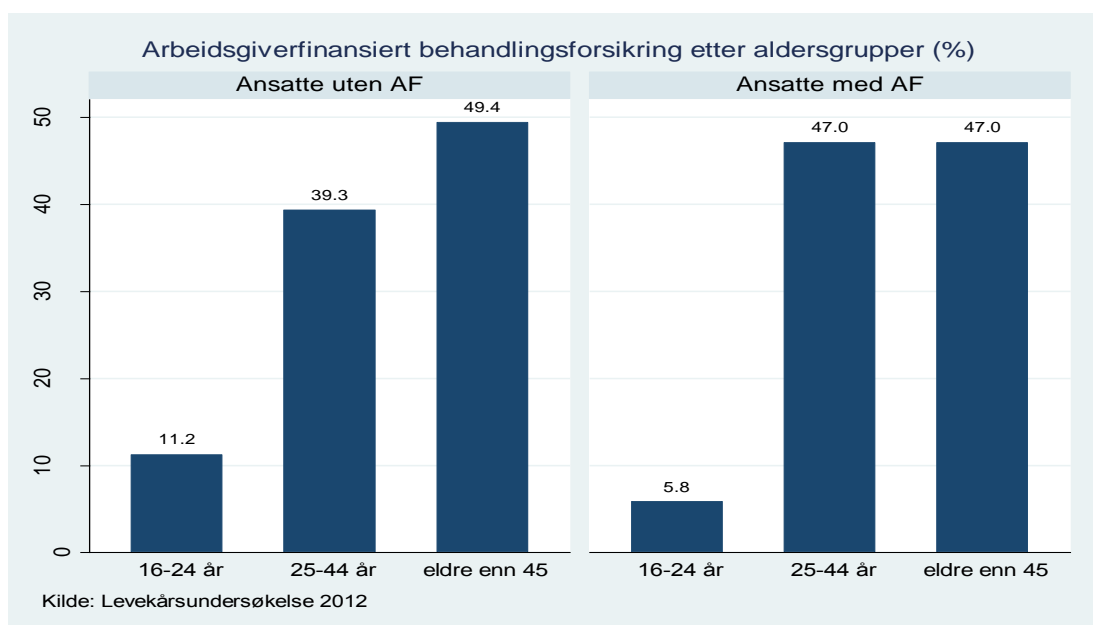
Gjennomsnittsalderen blant ansatte med behandlingsforsikring i sammenlikning med de uten er overraskende lik (42 år). Den samme fordeling vi observerer i 2012-undersøkelsen, 43 år for begge gruppene. Videre er ukentlig arbeidstid noen høyere for ansatte med behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver (40,7 timer), noe som trolig har sin forklaring i at de har høyere stillingsbrøker. I tillegg, bør nevnes at yrker der det er utbredt med små stillingsbrøker er ofte kvinneyrker.

<sup>17</sup> Gjennomsnittet totalt kan avvike marginalt fra utvalgsgjennomsnittet og grunnet er at vi mangler innteksopplysninger for et fåtall individer og /eller husholdninger.

Tallene fra tabell 6.4 viser at de er en betydelig større andel (17 prosentpoeng) blant ansatte med AF som oppgir å ha en ledende stilling i forhold til de som står uten slike forsikringer.

I 2012 blant ansatte med arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring (AF) er det 43,9 prosent som oppgir å ha en leder stilling, mens blant ansatte uten AF er det 31,8 prosent som har en leder stilling noe som tilsvarer en forskjell på 12 prosentpoeng.

Vi ser at også at det er vesentlig forskjell om man arbeider i privat eller offentlig sektor. Mens bare 5,9 prosent av de med AF arbeider i offentlig sektor, arbeider 41 prosent av dem uten AF i samme sektor. Median bruttoinntekt i 2008 og 2012 er omtrent 200 000 kroner høyere for de som har arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring.

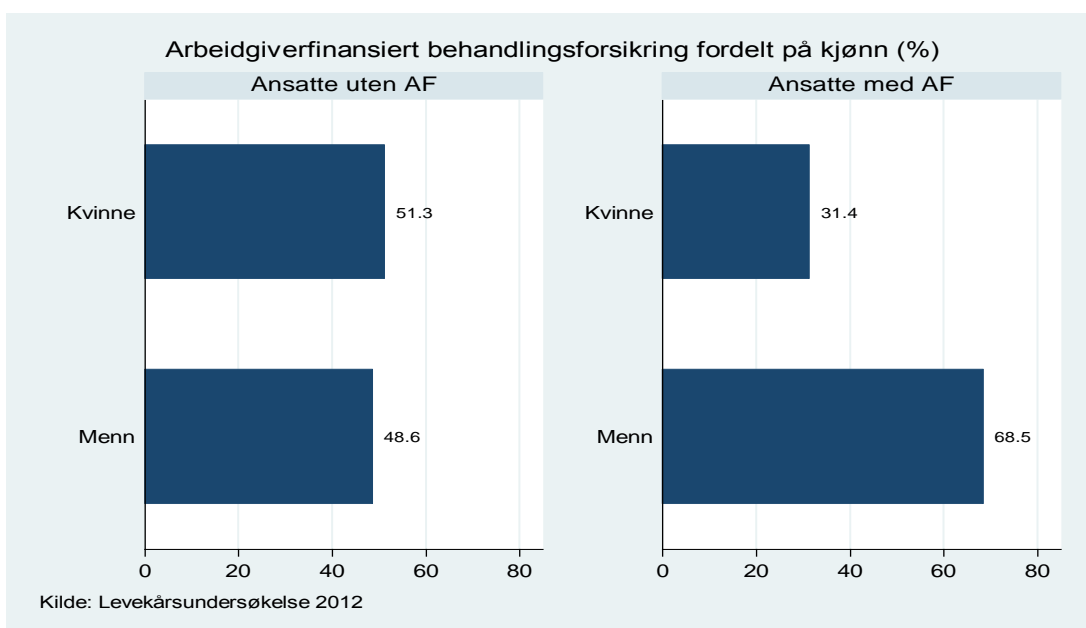


**Figur 6.1. Fordeling av behandlingsforsikring etter aldersgrupper i 2012**

Figur 6.1 viser prosentandelen for individene i utvalget for ulike alderskohorter. Forskjellene etter aldersgruppe blant ansatte uten behandlingsforsikring er betydelig. Majoriteten befinner seg i aldersgruppen eldre enn 45 år. Videre viser figur 6.1 at ansatte i aldersgruppene 25–44 år og eldre enn 45 år utgjør 94 prosent av det samlede antall ansatte med behandlingsforsikring. Dette stemmer godt overens med tidligere forskning (Grepperud og Iversen 2011, Urkegjerde, 2010). I Grepperud & Iversen (2011) sin studie befant de fleste seg av ansatte med arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring i aldersgruppe 25–44 år. Bearbeiding av utvalg, datasettet for 2008, samt valg av metode som har blitt benyttet i min analyse og de som ble

brukt i studien over er omtrent likt og da ble resultatene av beskrivende statistikk like i de fleste av tilfellene.

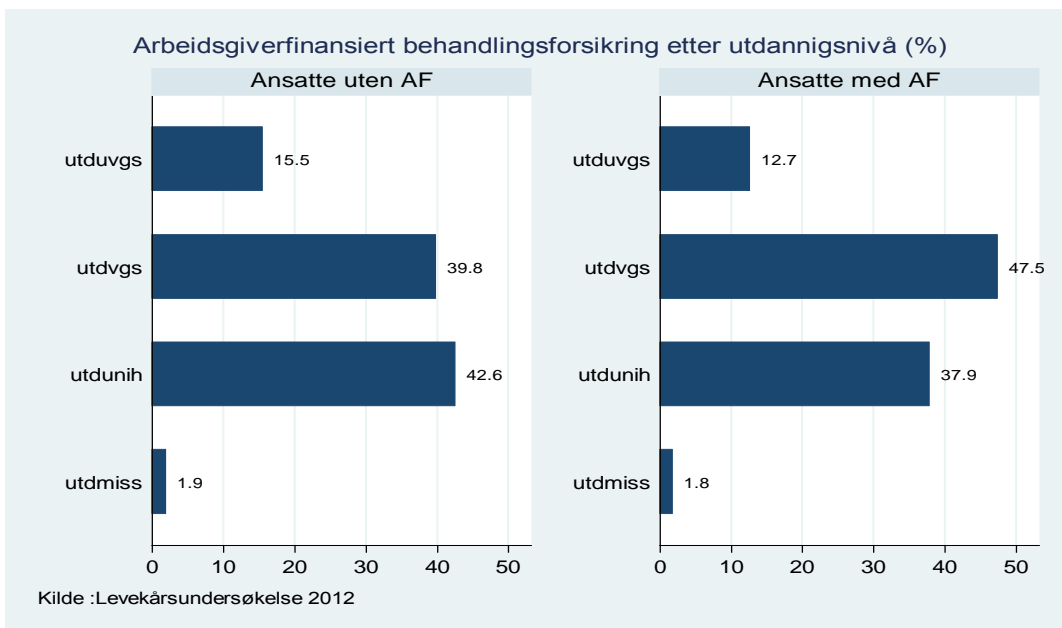
Prosentandelen i de ulike aldersgruppene for 2008- undersøkelsen er noe forskjellig fra 2012-undersøkelsen. Mens det i 2012 var en lik fordeling av andel ansatte med behandlingsforsikring i aldersgruppene 25–44 år og eldre enn 45 år, så var det i 2008 flere av de ansatte med behandlingsforsikring (53,3 prosent) som befant seg i aldersgruppen 24–44 år (fremkommer ikke i figuren 5.1)



**Figur 6.2 Andel menn og kvinne i forhold til forsikringsstatus i 2012**

En sammenligning av ansatte med arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring og ansatte uten slik forsikring viser at andel menn er langt større i den først nevnte gruppen. 68,5 prosent mot 48,6 prosent. (Figur 6.2). Det fremkommer også klart av tabellen 6.3 at det har ikke skjedd store endringene på hvordan gruppene fordeler seg på kjønn fra 2008 til 2012.

Tidligere empiri (Besley et al., 1992; Aarbu, 2009; Grepperud og Iversen, 2011) finner at sannsynligheten for å ha arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring, relativt til ikke å ha noen behandlingsforsikring påvirkes positivt av å være mann. Grunnlaget for at ansatte med AF er overrepresentert blant menn kan mulig henger sammen med at ofte behandlingsforsikring er mer utbredt i mannsdominerte jobber.



**Figur 6.3 Utvalg fordelt på utdanningsnivå i 2012**

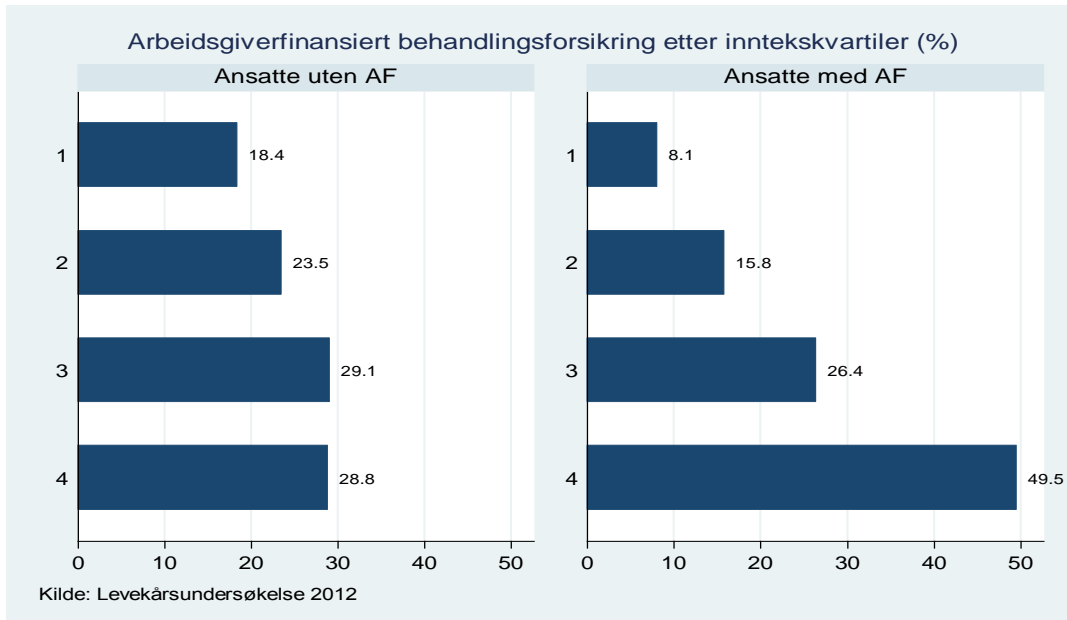
Figur 6.3 viser andel respondenter i utvalget fordelt på utdanningsnivå. Denne enkle, grafiske fremstilling indikerer at det er klare forskjeller i utdanningsnivå mellom de to gruppene.

Som forventet ser en at det største andel av ansatte med AF (47,5 prosent) er blant personer med videregående skole som høyeste fullførte utdanningsnivå. Sammenligner vi figuren over med resultatene fra tabell 6.3, viser data at ansattens generell utdanningsnivå har endret seg betraktelig i perioden 2008–2012, og det observeres endringer i alle utdanningskategorier.

Av tabellen 6.3 fremgår det at andelen ansatte med arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring som har høyere utdanning, har økt fra 34,5 prosent til 37,9 i 2012. I tillegg er det også en betydelig endring i utdanningsskjev fordeling blant ansatte uten AF. Andelen ansatte uten behandlingforsikring betalt av arbeidsgiver som har tatt høyere utdanning har økt fra 36,2 prosent i 2008 til 42,5 prosent i 2012.

Funnene er i samsvar med tidligere litteratur og empiri (Aarbu, 2009; Grepperud og Iversen, 2011). Ifølge Aarbu(2009) høyere utdanning reduserer sannsynligheten for å ha privat behandlingforsikring. Dette kan ses i sammenheng med at Norge har en stort offentlig sektor som sysselsatte mange med høyere utdanning.41 prosent av utvalget i 2008 er sysselsatte i offentlig sektor og 51,7 prosent av sysselsatte i offentlig sektor har høyere utdanning mot 28,5

av de sysselsatte i privat sektor (ikke rapportert i oppgaven). Siden det er vanlig at helsetjenester tilbys av offentlig sektor vil sannsynligvis ikke ansatte i offentlig sektor bli tilbudt behandlingsforsikring av sin arbeidsgiver.



**Figur 6.4 Prosentandel ansatte med og uten AF i de ulike inntektskvartiler i 2012<sup>18</sup>**

Det fremkommer klart av figuren 6.4 at andelen ansatte med behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver. Hvis vi sammenligner ansatte med AF og ansatte uten AF ser vi en betydelig forskjell på hvordan gruppene fordeler seg innenfor hvert inntektskvartil. Ansatte i den laveste kvartil utgjør 8,1 prosent av det samlede antall ansatte med AF og 18,5 prosent (524 personer) av det samlede ansatte uten AF. Ansatte i den høyeste kvartil utgjør 49,5 prosent av det samlede ansatte med AF mot 28,9 prosent av det samlede antall ansatte uten AF. Tabell 6.3 gir også en oversikt over prosentandel i de ulike inntektskvartilene av utvalget i 2008-undersøkelsen. Vi ser kun små og ikke systematiske endringer i hvordan gruppene fordeler seg etter inntekt i 2008 og 2012. Sammenhengen mellom inntekt og behandlingsforsikring er like sterk når vi ser kun på median bruttoinntekt i 1000 kroner. Ansatte med AF har i gjennomsnittlig en median bruttoinntekt som er 200 000 høyere enn for de uten AF. I tillegg observerer vi at denne har økt betydelig i 2012 og det gjelder for begge gruppene.

<sup>18</sup> Gjennomsnittet totalt kan avvike marginalt fra utvalgsgjennomsnittet og grunnet er at vi mangler inntektsopplysninger for et fåtall individer og /eller husholdninger.



Tabell 6.4 gir en oversikt over prosentandel av ansatte med behandlingsforsikring og ansatte uten behandlingsforsikring i de ulike næringskategoriene. Vi kan observere noen signifikante endringer fra 2008 til 2012 i fordeling hos gruppene i de ulike næringskategorier.

Tabell 6.4 Deskriptiv statistikk over fordelingen av behandlingsforsikring etter næring

|                              | Ansatte med AF |            | Ansatte uten AF |             |
|------------------------------|----------------|------------|-----------------|-------------|
|                              | SSB 2008       | SSB 2012   | SSB 2008        | SSB 2012    |
| Jordbruk (%)                 | 1,0            | 6,2        | 0,7             | 3,4         |
| Industri (%) <sup>19</sup>   | 30,9           | 27,6       | 17,0            | 15,1        |
| Offentlig administrasjon (%) | 0,6            | 1,4        | 7,8             | 15,2        |
| Undervisning (%)             | 1,0            | 0,6        | 9,0             | 8,1         |
| Varehandel (%)               | 15,5           | 15,6       | 12,2            | 15,1        |
| Transport (%)                | 6,3            | 14,1       | 7,0             | 8,13        |
| Finans (%)                   | 29,9           | 26,2       | 9,1             | 10,5        |
| Helse (%)                    | 4,6            | 5,6        | 19,9            | 23,3        |
| Annet (%)                    | 1,3            | 2,7        | 3,2             | 4,6         |
| Uoppgitt næring (%)          | 9,9            | 0,2        | 15,6            | 0,4         |
| <b>N</b>                     | <b>301</b>     | <b>480</b> | <b>3671</b>     | <b>2840</b> |

Vi ser også at det er en omfattende forskjell på hvordan gruppene fordeler seg på næringer. Ansatte i industri (sekundærnæring) utgjør 15,1 prosent av det samlede antall ansatte uten behandlingsforsikring og 27,6 prosent av det samlede antall ansatte med behandlingsforsikring. Ansatte i finansnæring utgjør 26,2 prosent av de ansatte med behandlingsforsikring og 10,5 prosent av de ansatte uten slik forsikring. De andre signifikante resultatene finner vi hos næringene: undervisning, helse og offentlig administrasjon. Disse tre næringene utgjør til sammen 46,6 prosent av de ansatte uten AF og 6,2 prosent av de ansatte med AF.

Når vi ser på hvordan næringskategoriene varierer i forhold til om ansatte har eller ikke har behandlingsforsikring i 2008, så skiller to næringsgrupper seg ut: industri og finans næringer som utgjør 60,8 prosent av de samlede antall ansatte med behandlingsforsikring. Det

<sup>19</sup> Bergverk, oljeutvinning, industri, kraft- og vannforsyning, bygg og anlegg

tilsvarende tallet i 2012 er 53,8 prosent. Grunnlaget for at ansatte med AF er overrepresentert blant disse to næringer henger sammen med at privat behandlingsforsikring er mer utbredt i privat sektoren som inkluderer næringene: varehandel, finans, transport, industri eller finans.

I tabell 6.5 ser en at trenden for helsetilstand er at behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver forekommer hyppigere hos ansatte som opplever sin egen helse som god eller meget god. Mens 88 prosent av ansatte uten AF oppgir å ha meget god eller god helse, finner vi at hele 93,3 prosent av de som har AF oppgir å ha meget god eller god helse.

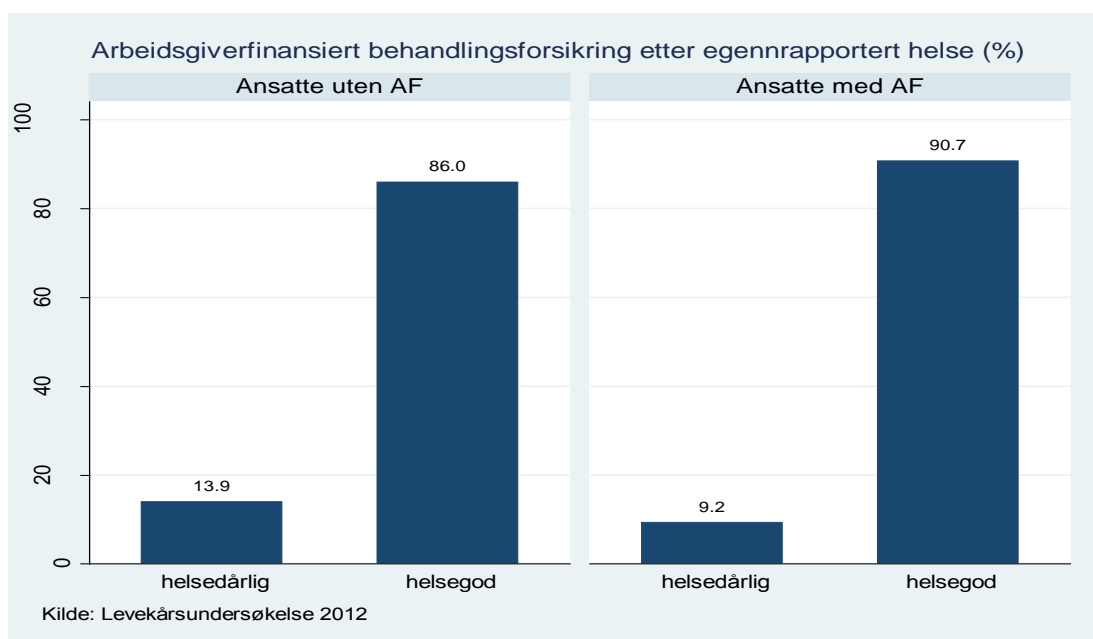
Tabell 6.5 Deskriptiv statistikk over fordelingen etter helsestatus og bruk av helsetjenester

|  | Ansatte med AF |            | Ansatte uten AF |             |
|--|----------------|------------|-----------------|-------------|
|  | SSB 2008       | SSB 2012   | SSB 2008        | SSB 2012    |
| Egenvurdert helse god (fordeling i %)        | 93,3           | 90,7       | 88,0            | 83,6        |
| Egenvurdert helse dårlig (fordeling i %)     | 6,6            | 9,2        | 11,9            | 13,9        |
| Meget god helse (%)                          | 47,6           | 39,4       | 42              | 34,1        |
| God helse (%)                                | 45,5           | 51,2       | 46,0            | 51,8        |
| Annet (%) (dårlig eller meget dårlig helse)  | 6,6            | 9,2        | 11,9            | 13,9        |
| Antall legekontakter siste år (gjennomsnitt) | 2,1            | 2,4        | 3,0             | 2,9         |
| Andel innlagt på sykehus siste år (%)        | 7,6            | 5,8        | 6,4             | 6,4         |
| Andel med kronisk sykdom (%)                 | 28,8           | 33,4       | 32,3            | 36,5        |
| <b>N</b>                                     | <b>302</b>     | <b>480</b> | <b>3671</b>     | <b>2840</b> |

Vi finner også forskjeller mellom gruppene når det gjelder antall sykehusinnleggelses og antall legekontakter. Det er flere kontakter med allmennlege og en noe lavere andel som blir innlagt på sykehus (fødsler ikke regnet med) blant dem uten behandlingsforsikring finansiert av arbeidsgiver enn blant dem som har slike forsikringer. 79 prosent av de med AF har hatt kontakt med allmennlege siste 12 måneder, mens tilsvarende tall for de uten AF er 82,2 (ikke rapportert).

Videre i tabell 6.5 ser vi at er betydelig forskjell på hvordan gruppene fordeler seg når det gjelder helsetilstand målt ved egenrapportert kronisk sykdom. Blant de uten AF er det en større andel (36,65prosent) som oppgir å ha en varig sykdom eller lidelse i forhold til de med

AF (33,4 prosent). Sammenligner vi med andelen i 2008 observerer vi flere som oppgir å ha en varig sykdom eller lidelser. Og dette gjelder for begge gruppene.



**Figur 6.5 Behandlingsforsikring fordelt etter helsestatus i 2012**

Figur 6.5 viser helsestatusen blant ansatte med og uten behandlingsforsikring finansiert av arbeidsgiver per 2012. For begge gruppene ser der ut til at andelen som oppgir å ha meget god eller god helse har vært relativt stabil i perioden 2008–2012 (se også tabell 6.5). Det er imidlertid en tendens til at ansatte med AF i større grad opplever sin egen helse som dårlig eller meget dårlig.

På bakgrunn av statistikken presentert ovenfor vil det være rimelig å anta at den typiske innehaver av arbeidsgiverbetalt forsikring er en mann i 40-årene som har en leder stilling og høyere inntekt. Samtidig har han god helse og jobber innen industri, finans og varehandel sektorer(privat sektor).

Den deskriptive statistikken viser at ansatte med AF er i gjennomsnitt yngre enn ansatte uten AF, det er en større andel menn som har AF enn kvinner. I tillegg er andelen som oppgir å ha videregående skole som høyeste utdanningsnivå høyere i gruppen med arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Andelen som oppgir å ha god eller meget god helse er også høyere for gruppen med arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Vi ser nokså store inntektsforskjeller mellom gruppene. Ansatte med AF har i gjennomsnittlig en høyere inntekt

en de uten AF. Ser vi på andelen som oppgir å ha minst en varig sykdom, finner vi at det er færre i gruppen med AF. De forsikrede har også kortere ukentlig arbeidstid og er overrepresentert i privat sektor og blant ledere i forhold til ikke forsikrede. Bransjemessige var det en tydelig overrepresentasjon av ansatte med AF i næringskategoriene industri, bygg og anlegg, varehandel, samt finans og forsikrings næring.(se tabell 6.4). Dermed var de ikke forsikrede typisk ansatt i næringskategoriene offentlig administrasjon, undervisning og helse.

Alt i alt observeres at det er signifikante forskjeller mellom forsikrede og ikke forsikrede. I tillegg utviklingen i forsikringsstatus er ikke stabilt over tid. For eksempel, langt flere ansatte i næringskategorien varehandel har arbeidsfinansiert behandlingsforsikring i 2012 enn i 2008. Da der er tale om beskrivende statistikk for utvalget, kan man ikke konkludere på disse forskjellene i sammenheng til effekten av behandlingsforsikring finansiert av arbeidsgiver. Imidlertid ser det ut at det ikke er tilfeldig hvilke individer har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring, men at det observeres en ulikhet i adgang til privat behandlingsforsikring. Det bør i den forbindelse bemerkes at det er i utgangspunkt en bedriftsbeslutning hvorvidt en person skal ha denne type forsikring. Dermed antakeligvis er det ulikhet i adgang til behandlingsforsikring i høy grad bestemt ved hvor en person er ansatt og dermed av virksomhetskarakteristika (bransjetilhørighet).

I dette kapitlet har det blitt presentert en del deskriptiv statistikk for variablene i utvalget. For videre tester av oppgavens hypoteser vil det være nødvendig å foreta ulike empiriske analyser, der vi kontrollerer for relevante faktorer.

## 7 Økonometrisk metode

I dette kapittelet vil det redegjøres for den økonometriske metoden som ligger til grunn for de empiriske analysene i kapittel 8.. I avsnitt 7.2 og 7.3 redegjøres for det valg av estimeringsmetode. Videre presenteres tolkninger av parameterne i logistisk regresjon, felles analysestrategi for de to levekårsundersøkelsene og utfordringer med denne type analyse.

For å analysere sammenheng mellom arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring og forklaringsvariabler brukes en diskret modell. Felles for diskrete modeller er at den avhengige variabelen ikke er kontinuerlig, men representert ved et diskret valg. Det vil si at den avhengige variabel har begrenset antall mulige utfall, som for eksempel ”ansatt” eller ” ikke ansatt” (binomisk diskret modell), eller med flere enn to utfall (multinomisk diskret modell). Videre skiller vi mellom lineære og ikke- lineære logit og probit modeller.

Ifølge Skog (2013) må en foretrekke ikke- lineære sannsynlighetsmodeller som logit eller probit fremfor lineære modeller, når den avhengige variabel er dikotom. Hvis man likevel bruker lineær regresjonsmodeller i slike tilfeller, kan vi risikere å få feil prediksjoner, ettersom forutsetningene for bruk av minste kvadraters metode ikke er oppfylt. (Skog 2013). Derimot vil ikke standardfeilene, konfidensintervaller og t-tester lengre bli riktige, og også modellens statistiske signifikans vil bli vanskeligeligere og måle. I de følgende avsnittene presenteres den logistiske modellen eller logitmodellen.

Fremstillingen er i stor grad basert på Bratberg (2004), Verbeek (2008) og Skog (2013).

### 7.1 Den logistiske modellen

Den avhengige variabelen ( $y_i$ ) er sannsynligheten for å ha privat helseforsikring gjennom arbeidsgiver framfor ikke å ha slik forsikring, og er dermed en oddsrate i logistisk regresjonsanalyse. Jeg vil undersøke hvordan individuelle kjennetegn påvirker et binært valg av to gjensidig utelukkende utfall (ansatte med AF / ansatte uten AF) og lar  $y_i$  utgjøre den binære utfallsvariabelen, som tar verdiene:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{ansatte med AF} \\ 0 & \text{ansatte uten AF} \end{cases}$$

Med andre ord den avhengige variabelen er sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring framfor ikke å ha slik forsikring og tar dermed verdien 1 og 0 i den logistiske regresjonsanalyse.

Anta videre at  $\Pr(y_i=1)$  er en funksjon av *antall* variabler som i vårt tilfelle kan være kjønn, inntekt, utdanning, osv.

Ikke lineære - sannsynlighetsmodeller kan formuleres som en logit eller probitmodell. Disse to modellene har ikke den svakheten som er innebygd i lineære modeller, og gir resultater som er mer realistiske og mer teoretiske relevant for min oppgave. Tufte (2000) påpeker at disse modellene har en symmetrisk tetthetsfunksjon som gir en S-kurveformet kumulativ fordelingsfunksjon og av den grunn vil logit eller probit modellen alltid predikere sannsynligheter som holder seg i  $[0,1]$ -intervallet ved at:

$$\lim_{z \rightarrow -\infty} = 0 \text{ og } \lim_{z \rightarrow \infty} = 1 \quad (7.1)$$

Hovedforskjellene mellom logit og probit modellen ligger i forutsetningene om feilledet. Mens man i probit modellene har en normalfordeling, så har man i logit-modellen en logistisk kumulativ fordeling. I denne oppgaven anvendes logitspesifikasjonen.

Logitmodellen er gitt ved:

$$\Pr(y_i = 1|x_i) = \frac{\exp(\beta' x_i)}{1 + \exp(\beta' x_i)} = \Lambda(\beta' x_i) \quad (7.2)$$

$\Lambda(\beta' x_i)$  betegner den logistiske, kumulative fordelingsfunksjon mens  $(\beta' x_i)$  er en matrisevektor av  $i$  antall forklaringsvariabler  $x$  og  $k$  antall koeffisienter  $\beta$ .

## 7.2 Maximum likelihood estimering

Logistiske regresjonsmodeller estimeres ikke med minste kvadraters metode (MKM) slik som tilfellet er for lineære regresjon, men med Maximum Likelihood Estimering (MLE). Utgangspunktet for estimering er Maksimum Likelihood funksjon som er et mål på et sett av hypotetiske parametere er riktige gitt dataene vi observerer. (Skog 2013). Med andre ord

estimeringen innebærer å finne de parameterverdiene som passer best til datasettet og målet er å maksimere sannsynligheten for denne funksjon.

Beregningene som går ut for å finne de estimatene som maksimerer Maksimum Likelihood funksjonen kan ikke løses ved hjelp av algebra. I stedet må man kjøre iterasjoner eller algoritmer med forskjellige verdier for å finne løsningen av maksimeringsproblemet. Disse iterasjonene kan gjøres gjennom statistikkprogrammer, som for eksempel Stata.

Vi definerer likelihoodfunksjonen for individ  $i$  ved:

$$l_i = F(\beta' x_i)^{y_i} (1 - F(\beta' x_i))^{1-y_i} \quad (7.3)$$

Ved å anta uavhengighet mellom observasjonene i utvalget, kan vi formulere logaritmen av likelihoodfunksjonen (log likelihoodfunksjonen) for hele utvalget fra ligningen (7.3) som:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln \{ F(\beta' x_i)^{y_i} [1 - F(\beta' x_i)]^{1-y_i} \} = \sum_{i=1}^n \{ y_i \ln F(\beta' x_i) + (1 - y_i) \ln [1 - F(\beta' x_i)] \} \quad (7.4)$$

Maksimum likelihood går ut på å maksimere  $\ln L$  med hensyn på  $\beta$  og er da gitt ved:

$$\sum_{i=1}^n \left\{ \frac{y_i}{F(\beta' x_i)} F'(\beta' x_i)_{x_i} - \frac{1 - y_i}{1 - F(\beta' x_i)} F'(\beta' x_i)_{x_i} \right\} = 0 \quad (7.5)$$

Den siste ligningen utgjør  $k$  antall førsteordensbetingelser og kan løses ved hjelp av numeriske metoder. Andreordensbetingelsen for maksimeringsproblem er oppfylt siden log likelihoodfunksjonen (ligning 7.4) er konkav for den logistiske modellen (Bratberg, 2004)

Alle modeller i analysen estimeres med sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet (maksimum likelihood). Samtidig i estimeringen i Stata rapporteres også log likelihood verdiene, pseudo  $R^2$  og likelihood-ratio (LR) testen.

### 7.3. Oddsratene og marginaleffekter

En fordel ved å bruke logit-modellen i denne oppgaven er at vi kan uttrykke regresjonen i oddsratene eller marginaleffekter, som er en enkel måte å vurdere resultatene i den logistiske regresjonen. De estimerte koeffisientene fra logit-modellen viser bare i hvilken retning en variabel  $x_i$  påvirker  $Pr(y_i = 1|x_i)$ . Fortegnet kan tolkes som i en vanlig regresjon men det er det eneste en kan direkte tolke fra estimatet. For å få en mer enkel og intuitiv tolkning av parameterne i logistisk regresjon, kan vi regne resultatene om til oddsratene eller marginaleffekter

Oddsraten (OR) er et mål som belyser størrelsen på sammenhengene i en regresjonsanalyse når utfallet er en diskret variabel. Den sier også noe om hvor mye større (eller mindre) sannsynligheten er for at en bestemt hendelse skal forekomme, enn for at det ikke skal forekomme. (Skog 2013).

Fra ligningen (7.2) kan en omregne koeffisientene til oddsratene. Dersom  $Pr(y_i = 1|x)$  er sannsynligheten for at utfallet er lik 1, og  $1 - Pr(y_i = 1|x)$  er sannsynligheten for at utfallet er lik 0, vil oddsen for utfallet 1 relativt til utfall 0 være gitt ved:

$$\frac{Pr(y_i = 1|x)}{1 - Pr(y_i = 1|x)} = \frac{\frac{\exp(\beta'x_i)}{1 + \exp(\beta'x_i)}}{1 - \frac{\exp(\beta'x_i)}{1 + \exp(\beta'x_i)}} = \frac{\frac{\exp(\beta'x_i)}{1 + \exp(\beta'x_i)}}{\frac{1}{1 + \exp(\beta'x_i)}} = \exp(\beta'x_i) \quad (7.6)$$

Ligningen (7.6) gir oss oddsraten, med andre ord antilogaritmen (eller eksponensialfunksjonen) til regresjonsparameteren. Antar man at forklaringsvariabelen  $x_j$  er en dummyvariabel vil oddsraten (OR) for en endring fra 0 til 1 være lik oddsen gitt  $x_j = 1$  dividert på oddsen gitt  $x_j = 0$

Ved å bruke ligning (7.6) vi får da:

$$OR = \exp(\beta_j) \quad (7.7)$$



Ifølge Verbeek (2008) gjelder også resultatene dersom  $x_j$  er en kontinuerlig variabel, men tolkningen vil bli noe annerledes. Oddsraten uttrykkes alltid i forhold til en referanse gruppe og viser odds mellom to grupper, som for eksempel kvinner i forhold til menn. En positiv sammenheng gir OR større enn 1, mens en negativ sammenheng gir OR mindre enn 1. Er oddsraten lik 1, er det ingen sammenheng mellom den avhengige og den uavhengige variabelen. Jo nærmere oddsraten er 1, jo svakere sammenhengen er. Multipliserer man oddsraten med 100 får man prosenter.

Marginaleffekten kan defineres som den partielle deriverte av predikert sannsynlighet for utfallet med hensyn til den uavhengige variabelen (Hegre 2011).

Resultatene fra den logistiske regresjon kan regnes om til marginaleffekter som gir en mer direkte tolkning av koeffisientenestimatene  $\hat{\beta}_k$ . Som nevnt ovenfor effekten av en forklaringsvariabel på sannsynligheten for at den avhengige variabelen er lik en finnes ved partiellderivasjon. Effekten av en endring i  $x_{ik}$  vil avhenge av  $x_i$  og for logit-modellen (7.2) vi kan skrive marginaleffekten til forklaringsvariabel  $x_{ik}$  som antas å være kontinuerlig som:

$$\frac{\delta F(\beta' x_i)}{\partial x_{ik}} = \frac{\exp(\beta' x_i)}{(1 + \exp(\beta' x_i))^2} \beta_k = f(x'_i \beta) \beta_k \quad (7.8)$$

Der  $f(\cdot)$  er tetthetsfunksjon og den kumulative fordeling  $F(\beta' x_i)$  er strengt voksende.

Dersom,  $x_{ik}$  er en dikotom eller en dummyvariabel vil marginaleffekten fra å endre  $x_{ik}$  fra null til en når samtlige andre variabler holdes konstant beskrives som:

$$F(x'_i \beta) \beta_j - F(x'_i \beta) \quad (7.9)$$

Vi ser at marginaleffektene er verdiene på forklaringsvariabler enten det er dikotome eller kontinuerlige variabler. Det finnes flere måter å beregne marginaleffektene på men vanlig tilnærming er å evaluere marginaleffekten med utgangspunkt i gjennomsnittsverdiene til alle andre variabler. Metoden er kjent som MEM eller Marginal Effect of the Mean og er mest egnet for bruk i regresjonsanalyse med kontinuerlige variabler. Hvis vi har kategoriske variabler eller dummyvariabler er metoden for marginaleffekter ved gjennomsnitt ikke et godt

utgangspunkt i en analyse. Da kan vi benytte en alternativ metode, kalt AME eller Average Marginal Effect som beregner en marginaleffekt for hvert tilfelle, for så å se på gjennomsnittet (Long & Freese, 2014).

## **7.4 utfordringer ved tversnittsundersøkelse**

Levekårsundersøkelsen med tema om helse, omsorg og sosial kontakt har blitt gjennomført fire ganger tidligere (1998, 2001, 2005 og 2008) og 2012 er femte utgaven av denne undersøkelsen.

Denne studien baserer seg på levekårsundersøkelser eller tversnittsstudier som ofte har et rent deskriptivt siktemål og gir bare et øyeblikksbilde av de som studeres. Datamaterialet er samlet inn på ett tidspunkt og derfor må en være forsiktig med å trekke konklusjoner som sier noe om variasjon over tid. Samtidig er det viktig å understreke at det ikke er de samme individene som er blitt intervjuet i hver årgang.

Ifølge Ringdal (2007) gjør gjentatte tversnittsundersøkelser det mulig å observere trender dersom undersøkelsene gjøres av samme feltorganisasjon, det brukes samme utvalgsplan og variablene eller spørsmålene er like. Levekårsundersøkelsene oppfyller alle disse kravene, men en må likevel kunne ha i mente at de observerte endringene kan skyldes forskjeller i fremgangsmåte, målefeil som overrapportering/underrapportering eller seleksjonsskjevheter. I dette delkapitlet presenteres kort noen utfordringer som kan oppstå i forbindelse med denne type forskningsanalyse som benyttes i kapittel 8.

I empirisk forskning er det ofte et problem med manglende data eller missing og selektert utvalg. Standardprosedyren er å droppe observasjonene med manglende informasjon fra analysen, men dette reduserer også utvalgsstørrelsen som vi kan disponere over. Dersom utvalgskjevheten skyldes tilfeldighet er det eneste problemet at estimatene blir mindre presise på grunn av færre observasjoner.

Ifølge dokumentasjonsrapporten (Wilhelmsen, 2008) gav avvikene mellom brutto-og nettoutvalget (personene det ble oppnådd intervju med) noen utvalgsskjevheter med en viss overrepresentasjon av kvinner og av aldersgruppen 46–66 år og en viss underrepresentasjon av aldersgruppen over 80 år. Ser vi på tallene fra Statistisk Sentralbyrås Levekårsundersøkelse fra 2012 gav frafallet også noen utvalgsskjevheter langs dimensjonene kjønn, alder og

utdanning (Amdam & Vrålstad, 2014). Kvinner, aldergruppen 45–66 år og høyere utdanning opp til fire var i en viss grad overrepresentert, mens aldergruppen 25–44 år var underrepresentert. Undersøkelsene er vektet for å ta hensyn til skjevheter som kan oppstå mellom utvalg og populasjonen med hensyn til sosiodemografiske kjennetegn (kjønn, alder, bosted etc.) eller samplingprosedyre. Dermed konkluderes det med at avvikene i begge utvalgene er lite, og det forventes at disse vil få liten betydning for det samlede resultat (Wilhelmsen, 2008). Der vi har missing i variablene som er av interesse for denne undersøkelse, er disse observasjonene droppet eller de får egen dummykategori og beholdes i analysen.( jf. 5)

Et annet potensielt problem og kilde til feilestimering i analysen er endogenitet knyttet til målefeil og utelatte variabel-problem. Målefeil oppstår dersom vi ikke observerer den samme verdien til forklaringsvariablene, de vil si at variablene tar en annen verdi enn den sanne.

Grepperud og Iversen (2011) påpeker at tallene fra levekårsundersøkelsen i 2008, som viser antall individer som oppgav å ha privat arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring, innebærer en moderat overrapportering (20 prosent) hvis vi sammenligner rapportering med forsikringsnæringene egne tall. For de som hadde egenfinansiert forsikringen overrapporteringen lå på betydelige 424 prosent.

Nettoutvalget i 2012 undersøkelsen består av 5620 individer, noe som tilsvarer en svarprosent på 58 prosent. Av hele utvalget oppgav 9,3 prosent (521 individer) at de hadde en behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver. Denne rapporteringen antyder at 432 000 mener å ha en slik forsikring. Ifølge statistikk fra Finans Norge, hadde 325 641 personer en kollektiv avtaler gjennom arbeidsgiver i 2012. Dette utgjorde 91 prosent av totalt antall forsikrede. Differansen mellom tallene fra Levekårsundersøkelsen og forsikringsnæringens egne tall for antall forsikrede med kollektive avtale viser en overrapportering på 20 prosent. For egenbetalt helseforsikringen lå overrapporteringen på betraktelige 550 prosent.<sup>20</sup>

Grepperud og Iversen (2011) argumenterer for at mange av respondentene som svarte i 2008-undersøkelsen ikke hadde oversikt over sin egen situasjon når det gjaldt forsikringer. Det kan

---

<sup>20</sup> 4,17 prosent av personene i utvalget (5620 observasjoner) oppgav å ha egenbetalt helseforsikringer, noe som, hvis vi sammenligner med bransjenes egne tall for 2012 betyr en betydelig overrapportering. Ifølge FNO (2014) ved utgangen av 2012 hadde 31 827 personer egenfinansiert helseforsikring.

ikke utelukkes at noen av de som ble spurt om de hadde behandlingsforsikring misforstod spørsmålet og forvekslet behandlingsforsikringer med andre typer av helseforsikringer (forsikring ved kritisk sykdom eller reiseforsikringer).

En annen mulig forklaring til overrapporteringen kan det være en visst forvirring knyttet til tolking av innhold og spørsmålsstillingen. Eksempelvis kan respondentene gi feil svar fordi de mangler nødvendig kunnskap eller fordi spørsmålene er uklare eller flersidige. Det er rimelig å anta at mange av de som hadde forsikring mot kritisk sykdom har svart ja på spørsmålet om de hadde en individuell behandlingsforsikring. Spørsmålsteksten i 2012-undersøkelsen er presisert i forhold til levekårsundersøkelsen i 2008. Allikevel kan en forvente at størrelsen på målefeil er vesentlig redusert i dette datasettet sammenlignet med 2008-undersøkelsen.

Ifølge Skog (2013) er en sentral forutsetning i alle regresjonsanalyser er at alle relevante variabler er inkludert og alle de irrelevante variabler er ekskludert. En relevant variabel er en variabel som har en stor påvirkning på den avhengige variabel og som korrelerer med noen av de andre forklaringsvariabler i modellen. Variabler som kan betraktes å være relevante i forhold til problemstillingen og ifølge tidligere empiri og forskning (Besley et al., 1999; Aarbu(2009); Seim et al., 2007; Grepperud & Iversen, 2011, osv.) er inkludert i analysen. Men det er relativt urealistisk å forvente at en modell faktisk inkludere alle de relevante variabler. Selv om vi kontrollerer for flere kjennetegn ved individene, samt næringskategorier og helsetilstand, er det flere observerbare faktorer i vårt datasett som antageligvis påvirker sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Det kan for eksempel være noen variabler som kontrollerer for eventuelle geografiske forskjeller eller bedriftenes størrelse som er relevante for å forklare hvem som har behandlingsforsikring gjennom arbeidsgiver.

De nevnte utfordringer ved tversnittstudier, gjør at den empiriske analysen i denne oppgaven fokuserer på å avdekke metodiske sammenhenger eller korrelasjonen mellom variablene, uten å si noe om årsaksforhold.

## 7.5 Økonometriske analyser i oppgaven

For å undersøke hvor mye utvalgte uavhengige variabler kan predikere av den avhengige variabelen, ansatte som har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring, anvendes multivariat logistiske modeller.

Regresjonsanalyser gjennomføres med hierarkiske metoder. De vil si at de uavhengige variablene inkluderes stegvis. Denne metoden gjør det mulig å se om de uavhengige variabler bidrar signifikant til modellen og for å vise hvilke modell gir den beste forklaringskraft (Eikemo & Clausen, 2012). Siden den avhengige variabel er en diskret variabel, ser vi bort fra den multinomiske regresjonsanalyse og velge en metode i form av multivariat logistisk regresjonsanalyse.

Analysene inneholder åtte modeller til sammen, fire modeller for hver runde av undersøkelser. Som nevnes ovenfor, ved å foreta en hierarkisk blokkvis logistisk regresjon kan man for det første observere om de nye variablene som inkluderes øker modellens forklaringskraft. For de andre vil dette gi oss mulighet til å se hvilke faktorer som kunne forklare variasjon i den avhengige variabel. Ifølge Skog (2013) og Ringdal (2007) foregår denne økonometriske metoden slik at en inkluderer forklaringsvariabler i flere steg. Når man legger til nye variabler (blokker) i modellen, kan en tilskrive (observere) endringen i modellen til den nye blokken, da modellen kontrollerer for de tidligere prediktorene. For å sikre stabilitet og robusthet i våre målinger er det vanlig å inkludere kjente prediktorer først, som kjønn, alder eller utdanning. (Grepperud og Iversen 2011).

Alle analysene er utført i STATA I/C.13. Istedenfor å kalkulere marginaleffekter brukes oddsrater i denne oppgaven, og det er disse som rapporteres i analysen i kapittel 8. Gjennomsnittlige marginaleffekter (AME) vises i Appendiks A.2.

## 8 Empirisk analyse

I det følgende kapitlet presenteres resultatene fra de empiriske analysene. Deretter beskrives forutsetninger for den logistiske regresjonsanalysen. Fremgangsmåten i regresjonsanalyser er basert på studien til Grepperud og Iversen (2011) som bruker multivariat logistiske modeller for å forklare hvem som er dekket av arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. For å vise hvordan de enkelte variabler påvirke den avhengige variabel, har jeg utført blokkvise logistiske regresjonsanalyser i Stata. Resultatene vises i tabellform.

Modell eller blokk 1 inneholder informasjon om kjønn, alder og utdanning, videre legges informasjon om ansattes inntekt og arbeidsstilling til i modell 2. I modell 3 blir variablene som måler helsetilstand (egenrapportert helse, legekontakter og sykehusinnleggelse) lagt til. I modell 4 utvides modellen til å inkludere variablene som indikere næringstilhørighet.

Analysene for de to levekårsundersøkelsene er gjennomført i to ulike datafiler og resultatene fra regresjonsanalysene gir ikke direkte sammenliknbare tall. Likevel kan man ved gjentatte tverrsnittsundersøkelser observere noen trender, dersom tallene er signifikante og kan generaliseres til populasjonen. Regresjonsresultatene ble presentert hver for seg og hovedfunna fra de to analysene, samt eventuelle endringer i forsikringsstatus i observasjonsperioden blir diskutert i avsnitt 8.3

Nederst i hver tabell (tabell 8.1b og 8.2b) rapporteres verdier for log likelihood, pseudo  $R^2$  og likelihood-ratio (LR) testen. Pseudo  $R^2$  er et mål som uttrykker i hvilken grad regresjonslinjen forklarer variasjonen i den avhengige variabelen. Den forteller oss hvor mye usikkerheten er blitt redusert etter at vi estimerte modellen. Pseudo  $R^2$  ligger et sted mellom 0 og 1, hvor 0 tilsier ingen forklaringskraft og 1 indikerer ”perfekt” forklaringskraft. Det vil ikke være mulig å gi noe eksakt svar på hva betraktes som en lav eller høy  $R^2$ . Generelt vil en verdi nærmere 1 indikere at modellen tilpasser seg bedre til observerte verdi. Videre pseudo  $R^2$  har den fordel at den tar hensyn til antall uavhengige variabler (Skog, 2013). I estimeringen med logitmodellen i begge undersøkelsene, varierer verdien fra 0,031 til 0,161. Resultatene fra regresjonsanalyser i 2008-undersøkelsen viser at modell 1 har lavest forklaringskraft, mens modellen som inkluderer alle forklaringsvariabler (modell 4) har høyest forklaringskraft. Og dette også gjelder i 2012-undersøkelsen.

For å sammenligne hvor godt en model beskriver datamaterialet benyttes likelihood ratio testen (LR) som sammenligner verdien på "likelihood funksjonen" til to alternative modeller, der den ene, nullmodellen er en undermodell av den andre, alternative modellen. Nederste i tabell 8.1b og 8.2b har jeg tallfestet reduksjon i log-likelihoodverdiene. Desto lavere log-likelihood er fra modell til modell, jo bedre er modellen. P-verdiene i parentes oppgir laveste signifikansnivå hvor nullhypotesen ved LR-test kan forkastes. Alle regresjonsresultater viser at p-verdien for LR-test er lik 0,000 og vi kan i alle sammenfall forkaste nullhypotesen.

## 8.1 Levekårsundersøkelsen 2008

I dette delkapitlet presenteres hovedfunnene for analysene med alle individene i utvalget inkludert. Tabellen viser hvordan ulike individsspesifikke kjennetegn påvirker eller varierer med sannsynligheten for å ha AF, relativt til ikke å ha AF i en logistisk regresjonsanalyse. Referansepersonen i tabell 8.1 er kvinne, 25–44 år, dårlig helse, 1.inntektskvartil, med grunnskole, ingen legekontakter siste år, ikke innlagt på sykehus siste år, er ansatt i industri (sekundær) næring.

Resultatene fra 2008-undersøkelsen er fremstilt i tabell 8.1, som viser endringene i form av oddsratioer, med tilsvarende standardavvik etter hvert som de uavhengige variablene blir lagt til. For å forenkle forståelsen av oddsratioer (OR) kan man omgjøre til prosent, og det er gitt ved  $(OR-1)100$ . Oddsene angir den prosent endringen for  $Y=1$  ved en enhets endring i uavhengig variabel. For dummyvariabler innebærer dette den prosentvise endringen i oddsene i forhold til referansegruppen (Skog 2013). Hvorvidt endringene er signifikante vises for 3 ulike nivåer, henholdsvis på 1 % -, 5 % -10 % nivå.

I den første modellen vises effekten av kjønn på den avhengige variabel (ansatte med AF), justert for alder og utdanning. Modellen bekrefter tidligere funnene i oppgaven, at det er en sammenheng mellom det å være mann og arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Resultatene samsvarer også med funnene til Grepperud & Iversen (2011), Aarbu (2009), Seim et al.(2007) i Norge; Besley et al. (1999), King & Mossialos(2005) i Storbritannia og Kiil(2011) i Danmark.

Tabell 8.1a Multivariat logistisk regresjon. Levekårsundersøkelse 2008  
Avhengig variabel ansatte med AF

| Uavhengige Variable | Modell 1<br>Oddsratio<br>(Std.avikk) | Modell 2<br>Oddratio<br>(Std.avikk) | Modell 3<br>Oddratio<br>(Std.avikk) | Modell 4<br>Oddratio<br>(Std.avikk) |
|---------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| mann                | <b>2.281***</b><br>(0.296)           | <b>2.014***</b><br>(0.269)          | <b>1.993***</b><br>(0.268)          | <b>1.376**</b><br>(0.198)           |
| alder 16-24 år      | <b>0.494***</b><br>(0.125)           | <b>0.557**</b><br>(0.146)           | <b>0.546**</b><br>(0.144)           | <b>0.594*</b><br>(0.158)            |
| eldre enn 45 år     | <b>0.741**</b><br>(0.0941)           | <b>0.654***</b><br>(0.0845)         | <b>0.683***</b><br>(0.0891)         | <b>0.775*</b><br>(0.104)            |
| utdvgs              | <b>1.613**</b><br>(0.315)            | <b>1.437*</b><br>(0.288)            | <b>1.433*</b><br>(0.287)            | <b>1.463*</b><br>(0.295)            |
| utdunih             | 1.301<br>(0.267)                     | 0.952<br>(0.204)                    | 0.933<br>(0.201)                    | 1.163<br>(0.261)                    |
| utdmiss             | 1.364<br>(0.461)                     | 1.209<br>(0.414)                    | 1.203<br>(0.413)                    | 1.410<br>(0.502)                    |
| 2.inntektskvartil   |                                      | <b>2.122***</b><br>(0.589)          | <b>2.102***</b><br>(0.584)          | <b>2.133***</b><br>(0.600)          |
| 3.inntektskvartil   |                                      | <b>2.354***</b><br>(0.630)          | <b>2.309***</b><br>(0.619)          | <b>2.366***</b><br>(0.643)          |
| 4.inntektskvartil   |                                      | <b>4.239***</b><br>(1.114)          | <b>4.051***</b><br>(1.066)          | <b>3.427***</b><br>(0.916)          |
| ledende             |                                      | <b>1.535***</b><br>(0.199)          | <b>1.537***</b><br>(0.200)          | <b>1.540***</b><br>(0.207)          |
| helsegod            |                                      |                                     | 1.466<br>(0.367)                    | 1.486<br>(0.378)                    |
| kronisk_syk         |                                      |                                     | <b>0.751*</b><br>(0.110)            | <b>0.755*</b><br>(0.114)            |
| legekontakter       |                                      |                                     | 0.946<br>(0.147)                    | 0.878<br>(0.140)                    |
| innlagt_sykehus     |                                      |                                     | 1.377<br>(0.325)                    | 1.433<br>(0.346)                    |
| offadm              |                                      |                                     |                                     | <b>0.0592***</b><br>(0.0427)        |
| undervis            |                                      |                                     |                                     | <b>0.0827***</b><br>(0.0497)        |
| varehandel          |                                      |                                     |                                     | 0.889<br>(0.173)                    |
| transport           |                                      |                                     |                                     | 0.695<br>(0.187)                    |
| finans              |                                      |                                     |                                     | <b>1.851***</b><br>(0.321)          |
| helse               |                                      |                                     |                                     | <b>0.189***</b><br>(0.0581)         |
| annet2              |                                      |                                     |                                     | <b>0.400**</b><br>(0.164)           |
| uopp_nær            |                                      |                                     |                                     | <b>0.534***</b><br>(0.123)          |
| N                   | 3,972                                | 3,972                               | 3,972                               | 3,972                               |

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



Tabell 8.1b Modellenes forklaringskraft og log likelihood. SSB 2008

|  | Modell1       | Modell 2      | Modell 3      | Modell 4      |
|--|---------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>Pseudo R<sup>2</sup></b>            | <b>0,0317</b> | <b>0,0621</b> | <b>0,0667</b> | <b>0,1396</b> |
| Log likelihood                         | - 1032,016    | - 999,694     | - 994,705     | - 917,067     |
| <b>LR-test <math>X^2_{6-22}</math></b> | <b>67,67</b>  | <b>132,31</b> | <b>142,29</b> | <b>297,57</b> |
| Prob > chi2                            | p=0,000       | p=0,000       | p=0,000       | p=0,000       |

Oddsraten på 2,28 forteller oss at menn har nesten 2,3 ganger høyere odds (eller 128 prosent) for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring enn kvinner, etter kontroll for alder og utdanning. Med andre ord betyr dette at menn, med samme alder og utdanning som kvinner, har 128 prosent høyere sjansen for å ha AF. En mulig forklaring er at menn oftere jobber i høy risiko bransjer, at flere menn er sysselsatt i privat sektor og i lederstilling hvor private helseforsikringer er mer vanlig (Aarbu, 2009).

Alder er signifikant negativt korrelert med sannsynligheten for å ha AF. Oddsratene til alderskategoriene er 0,49 (eller - 50,6 prosent) og 0,74. Siden oddsratioer er mindre enn 1, betyr det at å tilhøre andre aldersgrupper enn referansegruppen, som er individer mellom 25–44 år, medfører til en lavere sannsynlighet for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring. En mulig forklaring for den negative sammenheng mellom alder og sannsynligheten for å ha AF er at prisene på behandlingforsikring varierer med alder. En annen forklaring har trolig sammenheng med at forsikringsselskapene selekterer bort bedrifter med høy andel eldre som antas å ha et høyere forbruk av helsetjenester.

En alternativ forklaring er at utbredelser av arbeidsgiverfinansier behandlingforsikring er større blant heltidsansatte. Flere yngre kombinerer jobb og utdanning og har ofte deltidsjobber. I tillegg, kan det tenkes at bedriftene ønsker å rekruttere de beste kandidater og selekterer bort jobbsøkerne på grunn av alder og/ eller kvalifikasjoner. Det er rimelig å anta at det er de middelaldrende arbeidstakere som sitter med beste studie-/ yrkeskompetanse. Over nevnte hypoteser støttes av Seim et al.(2007) og Besley et al.(1999) som finner at sannsynligheten for å ha AF variere med alder.

De som har fullført en videregående utdanning eller en utdanning på høyere nivå har større sannsynlighet for å ha AF enn referansegruppen. Koeffisienten til videregående utdanning er signifikant på 10 prosents nivå, mens koeffisienten til høyere utdanning er ikke statistikk signifikant. Dette stemmer med resultatene i Grepperud & Iversen (2011), som for norske data

finner ingen statistikk signifikant sammenheng mellom høyere utdanning og sannsynligheten for å ha AF. I denne studien har forfatterne omkodet utdanningsvariabel til en dummyvariabel, mens her har vi ett dummysett. Dette er med på å forklare hvorfor utdanning slår ut som signifikant i min regresjonsanalyse. En annen mulig forklaring kan være at videregående utdanning i form av fagutdanning er mer sektorspesifikk. Individene med for eksempel teknisk fagbrev er mer etterspurt i privat sektor, mens fagutdannelse innen helse og omsorg er mer etterspurt i offentlig sektor. At høy utdanning gir økt tilbøyelighet til å gå til offentlig sektor kan henge sammen med høy utdannedes preferanse, eller offentlig sektors etterspørsel etter kompetanse.

I modell 2 kontrollerer jeg også for inntekt, og hvorvidt individene i utvalget har en lederstilling. Begge disse variablene bidrar positivt til sannsynligheten for å ha AF og er signifikante på 1 prosent nivå. Oddsratioer tolkes i forhold til referansekategoriene, som er ikke ledende stilling og laveste inntektskvartil (1.kvartil). Effekten av inntekten er størst for de med inntekt som befinner seg i kvartil 4, med en oddsratio på 4,3 (eller 329 prosent) i forhold til basiskategorien som er den laveste kvartil. Resultatene er i samsvar med tidligere funn (Grepperud & Iversen 2011, Aarbu, 2009) om at høyere inntekt øker sannsynligheten for å ha AF. Samtidig ser jeg at noen av variabler bidrar til mindre sannsynlighet for å ha AF. Resultatene tyder på at noe av effekten til inntekt og ledende stilling var fanget opp av utdanningsvariabel i modell 1. Oddsratene til alderskategoriene er i stor grad stabile etter andre variabler er kontrollert for.

Ved å innføre helsevariabler i modell 3 forandres ikke de estimerte koeffisienten betydelig. Vi ser at kronisk sykdom bidrar negativt til sannsynligheten for å ha AF, og er statistikk signifikant på 10 prosent, men effekten er svak. Funnet er i sammenheng med det faktum at god helse øker sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring og er i samsvar med prediksjonene fra Grossman-modellen(1972). Antall legekontakter reduserer også sannsynligheten for å ha AF, men effekten ikke er signifikant. Videre, bidrar selvoppgitt helse og det å ha vært innlagt på sykehus positiv til sannsynligheten for å ha AF, men ikke slår ut som statistikk signifikant. Tidligere studier rapporterer tvetydige resultater med hensyn til sykdomsrisiko og helsetilstand. Kjellberg et al (2010) finner at ansatte med god helse har høyere sannsynlighet for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring i Danmark. Tvert imot, var dummy variabel for egenvurdert helse og varig sykdom ikke-signifikant i studier fra Norge og Storbritannia(Grepperud & Iversen, 2011; King og Mossialos, 2005). Dessuten

finner Grepperud & Iversen(2011) at antall legekontakter og sykehusinnleggelses har en negativ og respektiv positiv effekt på sannsynligheten for å ha AF. Den positive sammenhengen mellom variabel *innlagt\_sykehus* kan være forenlig med ugunstig utvalg eller moralsk hazard ved privat helseforsikring.(Kill, 2011) Effekten av de andre variabler forblir uendret fra regresjon (2).

I siste modell fra tabell 8.1 er det interessant å se om betydning av forklaringsvariabler fremdeles er til stede når vi korrigerer for den næringskategorien respondentene er ansatt i.

Ved å kontrollere for virksomhet kan en analysere variasjonen i arbeidsgiverbehandlingsforsikring innen virksomhet, altså den forskjellen i forsikringsstatus som oppstår innefor hver bransje. Teknisk gjennomføres dette ved å inkludere i regresjonsmodellen en dummy variabel for hver næringskategori.

Fleste av variabler som beskriver næringstilhørighet er signifikant korrelert med sannsynligheten for å ha AF. Av næringsvariabler skiller finansnæringen seg ut fra referansekategorien industrinæring<sup>21</sup> med en sterk og positiv effekt. Ansatte innen finansnæring har nesten 2 ganger større sannsynlighet (eller 86 prosent) for å ha AF enn de som jobber i industrinæring. Resultatene samsvarer med studien til Grepperud & Iversen fra 2011, men oddsratioer i min analyse er betydelig mindre enn i deres studie. For eksempel er oddsratio for finansnæring i den nevnte studien 26,91, mens i min analyse ligger den på 1,85. En mulig forklaring på dette er at jeg har valgt en annen referansekategori og flere næringskategorier. Grunnet: for å unngå utslag i regresjonsanalysen, vanligvis velges et stort nok næringsgruppe som referansekategori. I min studie er basiskategorien ansatte i industri, bygg og anlegg, mens i deres undersøkelse er ansatte i offentlig administrasjon eller undervisning. Antagelsen ble testet ved å kjøre en regresjonsmodell med samme forklaringsvariabler som i overnevnte studien. Resultatene viser at oddsratioer er fremdeles mye lavere i min analyse og gir en indikasjon på at min hypotese stemmer (Kommer ikke fram i tabellen 8.1). Dette utelukker likevel ikke at det kan finnes andre faktorer som kan forklare resultatene.

Oddsraten for variabelen menn, kontrollert for andre variabler i de ulike modellene, er redusert fra 2,28 i første modellen til 1,37 i modell 4. Dette tyder på at noen av forskjellene i

---

<sup>21</sup> Bergverk, oljeutvinning, industri, kraft- og vannforsyning, bygg og anlegg

forsikringsstatus mellom kjønn kan forklares av næringstilhørighet og at noen av de tidligere effektene fra modell 1,2 og modell 3 nå fanges opp av næringskategoriene. Dette stemmer med tidligere empiri som viser at menn og kvinner er ulikt fordelt på yrke, næring eller sektor i det norske arbeidsmarkedet.(Barth et al., 2013). Mens menn dominerer innenfor privat sektor, arbeider kvinner i større grad i offentlig sektor, omsorg og undervisning.

Videre oddsratene for alderskategoriene har økt fra 0,49 til 0,59 for alderskategorien *16–24 år* og respektiv 0,74 til 0,77 for de som befinner seg i alderskategorien *eldre enn 45*. Sammenhengen mellom kjønn, utdanning og sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring svekkes noe, men begge variabler forblir signifikante.

Analysen i dette delkapittel har bekreftet forskjellene mellom de som er dekket av arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring og de som står uten slike forsikringer som vi så i kapittel 6. Kontrollert for alder, utdanning og inntekt effekten synker noe, før den øker når det kontrolleres for næringsforhold.

I første delen av regresjonsanalysen identifiserer jeg fem signifikante variabler som øker sannsynligheten for å ha AF (mann, alder 25–44 år, utdanning på videregående nivå, høyere inntekt enn laveste kvartil og ledende stilling). Sammenhengen mellom kjønn, alder, inntekt og utdanning og sannsynligheten for privat helseforsikring er også påvist i Aarbu(2009). Resultatene samsvare også med funnene til Grepperud og Iversen (2011). De finner i den innledende logistiske regresjonsanalysen fem signifikante variable som øker sannsynligheten for å ha AF (mann, yngre middelalder, lavere utdanning, høyere inntekt, og ledende stilling).

Når vi så går videre til modell 4 og kontrollerer for næringsvariabler, så forblir alle overnevnte variablene statistikk signifikante. Resultatene er uventete og motstrider funnene av Grepperud og Iversen(2011) som har vært inspirasjonen til denne oppgaven. En mulig årsak til dette resultatet er at omkoding av variabler i deres studie er forskjellig fra omkodingen som brukes i denne oppgaven. En alternativ forklaring kan være at vi har hatt tilgang til forskjellig datafiler. Etter kontakt med professor Tor Iversen viste det seg at de har brukt i deres studie en datafil for 2008-levekårsundersøkelse som har blitt levert direkte av SSB. Som student har jeg bare tilgang til NSD sine datafiler, som er noe forskjellig fra SSB sine datafiler. Derfor er det vært vanskelig å reprodusere Grepperud og Iversen (2011) sin studie.

I analysen observeres det at noen variabler, som inntekt eller ledende stilling har en større effekt enn for eksempel variable kjønn og alder. Resultatene må tolkes kritisk siden tolkingen så langt stort sett har basert seg på størrelsen til oddsraten og signifikansen til p-verdi.

Selv om oddsraten utgjør det sentrale effektmål i logistiske regresjoner, gir ofte margineffekter ( $dy/dx$ ) en mer direkte tolkning av regresjonsresultatene.<sup>22</sup> Med margineffekter (AME) menes økning eller reduksjon i prosentpoeng, med utgangspunkt i referanseverdien for de binære variablene. Det er margineffekten evaluert for en endring i variabelen fra 0 til 1, og resultatet presenteres i STATA som sannsynlighetsdifferansen mellom for eksempel å ha en lederstilling ( $x=1$ ) og det å ikke ha ( $x=0$ ) en lederstilling.

Oddsratene gir noe begrenset informasjon om koeffisientene, og fanger ikke alltid opp ” små ” bevegelser i datasett, siden logistisk regresjonsteknikk er avhengig av at effektene av de uavhengige variablene er konsistente nok til at de kan plukkes opp (Skog 2013). Oddsratio benyttes i oppgaven fordi tolkning er intuitiv, men de kan noen ganger overdrive effekten av forklaringsvariabel på den avhengige variabel. Derfor var det hensiktsmessig at jeg også regnet ut margineffekter for diskrete variabler, i tillegg til oddsratene. Resultatene blir referert til i oppgaven og tabellene for de to undersøkelser er fremstilt i Appendiks A2.

## 8.2 Levekårsundersøkelse 2012

I dette delkapittel presenteres hovedfunnene fra analysen for 2012 levekårsundersøkelsen. Regresjonsresultatene presenteres i tabell 8.2 der verdiene for variablene fra de 4 modellene oppgis i form av oddsrater med tilhørende standardavvik i parentes. Estimer som er signifikante på 5 prosent nivå er merket med \*\*, mens estimer som er signifikante på 10 prosent og 1 prosent nivå er merket med \*, respektivt \*\*\*. Referansepersonen i tabell 8.2 er, som i tabell 7.1, kvinne, 25–44 år, dårlig helse, 1.inntektskvartil, med grunnskole, ingen legekontakter siste år, ikke innlagt på sykehus siste år, er ansatt i industri (sekundær) næring. Resultatene fra regresjonen er satt opp på identisk måte som i tabell 8.1

Denne undersøkelsens hovedformål er ikke å undersøke endringer i forsikringsstatus hos de enkelte ansatte, men å gi en oversikt over hvilke endringer som har skjedd i markedet for arbeidsfinansierte behandlingsforsikring. Jeg vil undersøke om det fremdeles finnes en sammenheng mellom forklaringsvariabler og den avhengige variabel, som vist i delkapittel

---

<sup>22</sup> Margineffekt er et begrep som betyr estimert sannsynlighet og er ” an informative means for summarizing how change in a response is related to change in a covariate.” (Long & Freese, 2014)

8.1 Et sentralt spørsmål er i hvilken grad man finner de samme bakenforliggende faktorer hos ansatte med AF i Levekårsundersøkelse fra 2012, som i den fra 2008. Dette fører videre til følgende spørsmål: Forblir de samme variablene statistisk signifikante? Er sammenhengene sterkere eller svakere?

Variablene, som antas å påvirke sannsynligheten for å ha AF, kan deles inn i 4 grupper: demografiske og utdanningsvariabler, sosioøkonomiske variabler, samt variabler for helsestatus og næringskategoriene. De fire gruppene tilsvarer de fire regresjonsmodellene som er vist i tabell 8.2.

### ***Demografiske og utdanningsvariabler***

Den fremgår av tabellen 8.2 at både alder og kjønn er signifikant korrelert med sannsynlighet for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Sammenlignet med referansekategorien har menn en høyere odds for å ha AF, med en faktor på 2,24. Dette kan vi lese direkte ut av kolonne 2 i tabellen 8.2. Alderskategoriene 16–24 år og eldre enn 45 år bidrar til en lavere sannsynlighet, med oddsrater som varierer fra 0,43 til 0,77. En oddsrate som er mindre enn 1 viser at sannsynligheten for å ha AF er lavere for de som befinner seg utenfor basisgruppen. At sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring har en avtakende trend når en blir eldre er i samsvar med funnene til Aarbu (2009) og Iversen & Grepperud (2011) i Norge, og delvis i kontrast til de som Besley et al. (1999) fant i sin studie om etterspørsel etter private helseforsikring. De fant at etterspørsel avtar noe for de som er over 65 år, men øker stort sett med alder. Deres analyse er gjennomført uten å skille mellom de som hadde egenbetalte helseforsikringer og de som hadde helseforsikring gjennom arbeidsgiver. Som Aarbu(2009) finner Seim et al. (2007) at yngre ansatte (under 30 år) har høyere sannsynligheten for arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. I alle fire regresjonsmodellene er estimatene for kjønn og alder statistisk signifikante, og det er bare oddsratio til variabelen menn som reduseres fra modell til modell.

For utdanning oppgir STATA programmet oddsratioer som er større enn 1 for de som har utdanningsnivå avsluttet videregående, mens personer med høyere utdanning har oddsratio mindre enn 1, det vil si lavere sannsynlighet for å ha AF i forhold til referansekategorien. Utdanningsvariabler ser ikke ut til å være signifikant korrelert med sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring.

Tabell 8.2a Multivariat logistisk regresjon. Levekårsundersøkelse 2012  
Avhengig variabel ansatte med AF

| Uavhengige<br>Variable | Modell 1<br>Oddratio<br>(Std.avikk) | Modell 2<br>Oddratio<br>(Std.avikk) | Modell 3<br>Oddratio<br>(Std.avikk) | Modell 4<br>Oddratio<br>(Std.avikk) |
|------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| mann                   | <b>2.243***</b><br>(0.238)          | <b>2.102***</b><br>(0.229)          | <b>2.110***</b><br>(0.231)          | <b>1.269*</b><br>(0.155)            |
| alder 16-24 år         | <b>0.433***</b><br>(0.0957)         | <b>0.424***</b><br>(0.0993)         | <b>0.411***</b><br>(0.0964)         | <b>0.416***</b><br>(0.0992)         |
| eldre enn 45 år        | <b>0.770**</b><br>(0.0803)          | <b>0.653***</b><br>(0.0703)         | <b>0.662***</b><br>(0.0718)         | <b>0.672***</b><br>(0.0764)         |
| utdvgs                 | 1.249<br>(0.210)                    | 1.104<br>(0.184)                    | 1.095<br>(0.183)                    | 1.144<br>(0.195)                    |
| utdunih                | 0.956<br>(0.160)                    | <b>0.679**</b><br>(0.120)           | <b>0.654**</b><br>(0.116)           | 0.965<br>(0.178)                    |
| utdmis                 | 1.054<br>(0.416)                    | 1.146<br>(0.456)                    | 1.100<br>(0.439)                    | 1.015<br>(0.418)                    |
| 2.inntektskvartil      |                                     | <b>1.469*</b><br>(0.308)            | <b>1.456*</b><br>(0.306)            | <b>1.466*</b><br>(0.314)            |
| 3.inntektskvartil      |                                     | <b>1.946***</b><br>(0.383)          | <b>1.885***</b><br>(0.373)          | <b>1.963***</b><br>(0.397)          |
| 4.inntektskvartil      |                                     | <b>4.089***</b><br>(0.780)          | <b>3.905***</b><br>(0.748)          | <b>3.701***</b><br>(0.726)          |
| ledende                |                                     | <b>1.225*</b><br>(0.131)            | <b>1.221*</b><br>(0.131)            | 1.157<br>(0.131)                    |
| helsegod               |                                     |                                     | <b>1.597***</b><br>(0.267)          | <b>1.592***</b><br>(0.273)          |
| kronisk_syk            |                                     |                                     | 0.980<br>(0.110)                    | 0.995<br>(0.115)                    |
| legekontakter          |                                     |                                     | 0.951<br>(0.121)                    | 0.911<br>(0.121)                    |
| innlagt_sykehus        |                                     |                                     | 1.040<br>(0.230)                    | 1.015<br>(0.232)                    |
| offadm                 |                                     |                                     |                                     | <b>0.0611***</b><br>(0.0286)        |
| undervis               |                                     |                                     |                                     | <b>0.0362***</b><br>(0.0216)        |
| varehandel             |                                     |                                     |                                     | <b>0.698**</b><br>(0.118)           |
| transport              |                                     |                                     |                                     | 0.942<br>(0.167)                    |
| finans                 |                                     |                                     |                                     | <b>1.396**</b><br>(0.216)           |
| helse                  |                                     |                                     |                                     | <b>0.164***</b><br>(0.0389)         |
| annet                  |                                     |                                     |                                     | <b>0.597**</b><br>(0.120)           |
| uopp_nær               |                                     |                                     |                                     | 2.268<br>(3.356)                    |
| N                      | 3,320                               | 3,320                               | 3,320                               | 3,320                               |

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

Tabell 8.2b Modellenes forklaringskraft og log likelihood. SSB 2012

|   | Modell1       | Modell 2      | Modell 3      | Modell 4      |
|---|---------------|---------------|---------------|---------------|
| <b>Pseudo R<sup>2</sup></b>                 | <b>0,0335</b> | <b>0,0713</b> | <b>0,0748</b> | <b>0,1617</b> |
| Log likelihood                              | -1325,83      | -1274,00      | -1269.216     | -1149.91      |
| <b>LR-test X<sub>6-22</sub><sup>2</sup></b> | <b>91,89</b>  | <b>195,56</b> | <b>205,14</b> | <b>443,74</b> |
| Prob > chi2                                 | p=0,000       | p=0,000       | p=0,000       | p=0,000       |

Dummyvariabel *utdunih* er signifikant negativ i modell 2 og 3. Den marginaleffekten av variabelen *utdunih* viser at dersom individene tilhører denne utdanningskategorien, vil det være 4,4 prosent, respektivt 4,8 prosent lavere sannsynlighet for at individene har AF i forhold til referansekategorien (se Appendix 2. Tabell 8.5). En mulig forklaring på den negative sammenheng mellom høyere utdanning og privat behandlingforsikring kan være at høyt utdannet har ikke samme forsikringsbehov som de med lavere utdanning. Korrelasjonen er ikke lengre til stede når vi korrigerer for den næring respondenten er ansatt i. Dette står i samsvar med tidligere forskning men er i kontrast med resultatene fra 2008-undersøkelse som viser at lavere utdanningsnivå øker sannsynligheten for å ha AF og at sammenhengen er statistisk signifikant. En mulig forklaring, kan være at ofte store næringsbransje har mange ansatte som er yrkesutdannede. En annen forklaring, antar at behovet for helsetjenester er høyere i mer fysiske krevende jobber, der utdanningsnivå blant ansatte er lav. Dette kan være tilfeller for bedrifter innen industri, bygg og anlegg næring.

Tidligere norsk og internasjonal empiri angir tvetydige resultater med hensyn til utdanning: Besley (1999), Seim mfl. (2007) og King & Mossialos (2005) finner en positiv sammenheng mellom utdanning og privat helseforsikring. Tvert i mot Aarbu (2010) og Grepperud & Iversen (2011) finner en negativ sammenheng mellom utdanning og sannsynligheten for å ha AF. Derimot, samme som i vår analysen, viser Grepperud & Iversen (2011) at sammenhengen mellom utdanning og AF forsvinner når man korrigerer for næring. Også Kiil (2011) finner et tilsvarende resultat.

### ***Sosioøkonomiske variabler***

Inntektsvariablene er, ikke uventet, signifikante og positive. Tolkning av oddsratio ses i forhold til referansekategorien som er den laveste kvartil. For hver økning i inntekt øker sannsynligheten for å ha privat behandlingforsikring. Oddsraten til dummyvariabel 4.kvartil på 4,0 forteller oss at respondentene med høyeste inntekt har 4 ganger høyere odds for å ha



behandlingsforsikring via arbeidsgiver enn respondentene i den laveste kvartil. At høyere inntekt øker sannsynligheten for å ha AF er i samsvarer med tidligere forskning. (Grepperud og Iversen 2011, Kiil 2011, Aarbu 2009). Marginaleffekten av en inntektsøkning fra første kvartil til neste kvartil øker sannsynligheten med 3,6 % prosentpoeng, mens fra første til siste kvartil med 14,1 % prosentpoeng (se Appendiks A2 tabell 8.4)

Personene med lederstilling bidrar til en høyere sannsynlighet for å ha AF med en oddsrate større enn 1. Variabelen endrer seg fra å være signifikant, i de første to modellene, til ikke å være signifikant etter jeg har korrigert for næring. Resultatet er uventet og i motstrid med tidligere forskning (Besley et al., 1999; Grepperud & Iversen, 2011, Seim, 2007) og resultatene i avsnitt 8.1. Samtidig funnet er i tråd med hypotesen fra kapitel 4 om en tvetydig sammenheng mellom det å ha en leder stilling og sannsynligheten for å ha AF. Kiil (2011) finner også en positivt ikke-signifikant sammenheng. Forsikringen er normalt bundet til ansettelsesforhold. Hvis bedriftene skal kunne trekke forsikringer fra driftsutgifter og få gunstigere priser og vilkår skal alle bedriftenes ansatte være dekket. Dette betyr at for praktisk formål, at det ikke er kun lederne som har privat behandlingsforsikring. En annen mulig forklaring kan ses i sammenheng med asymmetrisk informasjonsproblemet i forsikringsmarkedet. En viktig forutsetning for å holde forsikringsrisiko og administrasjonskostnader for forsikringsselskapene nede er at helseforsikringer må være kollektive. En alternativ forklaring kan knyttes til endringene i etterspørsel etter arbeidskraft. Det kan tenkes at bedriftene har nå et større behov for ulike type av arbeidskraft og trenger ikke lengre å favorisere ledere og nøkkelpersonalet, selv om ledere normalt er vanskeligere å erstatte.

### ***Helsevariabler***

Av de utvalgte helsevariabler er det kun *helsegod* som er signifikant. Personer som vurderer egen helsetilstand som meget god eller god bidrar positiv til sannsynligheten for å ha AF med en oddsrate på 1,59 (eller 62 prosent). At sannsynligheten for å ha arbeidsfinansiert behandlingsforsikring øker med god helsetilstand er i samsvar med tidligere funn i bl.a. Aarbu(2009) og Kjellberg et al.(2010).

Jeg finner ikke en signifikant sammenheng mellom varig sykdom og sannsynligheten for å ha privat helseforsikring. Dette resultat er i samsvar med tidligere empiri Currie & Madrian (1999), Grepperud & Iversen (2011), Kill (2011). Grepperud & Iversen(2011)forklarer den

manglende signifikansen på variabelen for kronisk sykdom med at variabelen betraktes som eksogen (uavhengige) i deres analyse. Det vil si at variabelen ikke er påvirket av noen andre forklaringsvariabler. Slik det ser ut det er arbeidsforhold som er av betydning for sannsynligheten for å ha arbeidsfinansiert behandlingforsikring. Currie & Madrian (1999) påpeker at bedriftene har ofte en økonomisk grunn for å tilby privat helseforsikringer. Dette er hovedsakelig knyttet til sykefraværet som kan medfører til lavere produksjon og produktivitet.

Når det gjelder bruk av helsetjenester, er effektene av sykehusinnleggelse og legekontakter ikke signifikante. En mulig forklaring på dette resultatet kan være at behandlingforsikring gir lettere adgang til helsetjenester (Grepperud & Iversen, 2011)

### ***Næringsvariabler***

Alle variablene som beskriver næringskategoriene er, med unntak av næringskategorien *transport og uoppgitt næring* signifikant korrelerte med sannsynligheten for å ha AF. Som forventet, ansatte i privat sektor har økt sannsynlighet for å ha AF, mens ansettelse i offentlig sektor fører til redusert sannsynlighet. Sysselsatte i finansnæring i forhold til basiskategorien (industri) har høyest sannsynligheten for å få tilgang til AF med en oddsratio lik 1,39. Merk også at oddsratio til uoppgitt næringer er lik 1,27, de vil si at jeg mangler ganske mye informasjon om fordeling av ansatte på næringskategorier, noe som kan være av betydning for tolkning av regresjonsresultater.

I den deskriptive delen av oppgaven, kapittel 6, observerte jeg en betydelig forskjell på hvordan gruppene fordeler seg på næringer. Ansatte i sekundærnæring (industri) utgjør 15,0 prosent av det samlede antall ansatte uten AF og 27,5 prosent av det samlede antall ansatte med AF. Ansatte i finansnæring utgjør 26,25 prosent av de ansatte med AF og 10,56 prosent av de ansatte uten AF. Resultatene samsvarer med tidligere funn i avsnitt 8.1 og med funnene til Grepperud og Iversen (2011) som viser at sannsynligheten for å ha AF er høyest blant ansatte i finansnæring. Tilsvarende resultater for ansatte i privat sektor finner man i Storbritannia (Besley et al. 1999) og i Danmark (Kiil, 2011). Sammenligner vi med resultatene i 2008 observerer vi en økning i alle næringene.

I det første tre regresjonsmodellene identifiserte jeg syv signifikante variabler som øker sannsynligheten for å ha AF. Det observeres en sammenheng mellom den avhengige variabel

og variablene: mann, alder 25–44 år, utdanning lavere enn videregående eller høyere utdanning, høyere inntekt enn laveste kvartil, ledende stilling og god helse.. Effektene av variablene kjønn, alder, inntekt, utdanning og ledende stilling er også påvist i Grepperud og Iversen (2011). Aarbu (2009) fant at kjønn, alder, inntekt og utdanning øker sannsynligheten for å ha AF.

Videre i analysen, etter jeg har justert for næring, ser jeg at bare fire av de syv variabler forblir signifikante: mann, alder, inntekt og god helse. Resultatene er delvis i samsvar med hovedfunnene fra 2008-undersøkelsen som identifiserte fem signifikante variabler som øker sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring.(mann, yngre middelalder, med videregående skole, høyere inntekt og ledende stilling). Både alder og kjønn er signifikante korrelert med sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring. Menn har fremdeles høyere sannsynlighet for å ha AF enn kvinner, og effekten er signifikant på 10 prosent nivå. Videre viser resultatene ingen statistikk sammenheng mellom forsikringsstatus og det å ha en lederstilling. I tillegg viser ikke resultatene en signifikant sammenheng mellom utdanning og sannsynligheten for å ha AF.

Når det gjelder egenrapportert helse og bruk av helsetjenester, er det bare variabelen for egenrapportert helse som er statistisk signifikant. Dette er et interessant resultat siden en vanlig vis antar at personer med dårlig helse har mer behov for bruk av helsetjenester. Det er rimelig å tro at asymmetrisk informasjon betyr mindre i markedet for arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Slike forsikringer er per definisjon en kollektiv avtale som eliminerer eventuelle problemer knyttet til ugunstig utvalg. Ugunstig utvalg innen helseforsikring oppstår ved at individer som har en høy sannsynlighet for å bli syk, vil sannsynligvis oppgi å ha en lav sykdomsrisiko. På denne måten reduseres forsikringspremien. (Urkegjerde 2010) Samlet sett finner jeg ingen signifikant sammenheng mellom sykdomsrisiko og sannsynligheten for å ha AF. Resultatene er i samsvar med funnene i 2008- undersøkelsen og resultatene fra studien til Grepperud & Iversen. (2011)

### **8.3 Oppsummerende kommentarer**

I analysen for hele observasjonsperioden observeres en statistikk signifikant sammenheng mellom tre variabler og sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Som forventet, i tråd med tidligere empiri og forskning, det observeres en positiv

sammenheng mellom kjønn, alder(positivt til en viss alder), inntekt og arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Mens for noen av forklaringsvariabler vi finner ikke en tydelig sammenheng, eller individeffektene er ikke til stede når vi gjennomfører samme type analyse på nyere data.

### *Kjønn, alder og utdanning*

Høyere andel menn ansatte i virksomheter øker sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Den positive sammenheng er i tråd med resultatene i Grepperud & Iversen (2011), (Aarbu, 2009), Besley et al.(1999) King & Mossialos(2005), Kill (2011). Derimot, denne sammenhengen forsvinner når flere variabler er inkludert i modellen (Grepperud & Iversen, 2011; Kill, 2011 ).

I motsetning til disse studiene finner jeg at den positive sammenhengen av menn er signifikant også etter at andre forklaringsvariabler er kontrollert for. Funnene samsvarer med prediksjonene fra hypotesen om kjønnsforskjeller i arbeidsmarkedet. Ifølge hypotesen flere menn enn kvinner jobber i privat sektor hvor privat behandlingsforsikring er ofte brukt(Aarbu, 2009). I tillegg er menn generelt flinkere enn kvinner til å forhandle seg frem til en høyere lønn og/eller flere frynsegoder (Dale-Olsen, 2006) En alternativ forklaring er at ofte forsikringsselskapene selekterer bort eller økonomisk diskriminerer bedrifter som for eksempel har en høyere andel kvinner eller eldre ansatte. Kvinner og eldre antas å ha høyest sykefravær, implisitt et høyere forbruk av helsetjenester. Arbeidsgiveren betaler ulike beløper for ulike arbeidstakere. Lønnsom for forsikringsselskaper er å retter seg mot mannsdominerte arbeidsplasser og yrke. I praksis får bedriftene en årlig beregning fra forsikringsselskaper for totalsummen for ansatte, men bak den beregning ligger et kost-nytte analyse i en risikoevaluering hvor både kjønn og alder på hver medarbeider er lagt inn. På den måten forsikringsselskaper gir en lavere premie fordi noen bransjer utgjør en lavere risiko og/eller noen grupper ansatte representerer lavere risiko enn andre.

Alle oddsratioer for alder er statistikk signifikante og medfører lavere sannsynlighet for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. enn ansatte som befinner seg i referansekategori 25–44 år. Dette gjelder både 2008 og 2012. Disse funnene er overraskende da de med høy alder forventes å ha andre behov enn dem som er yngre. De eldre har nok andre helseplager, enn yngre arbeidstakere, og er derfor mer opptatte av helseforsikring og bedriftstjeneste. Den negative samvariasjon mellom alder og

sannsynligheten for arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring er i tråd med funnene i Aarbu(2007), Grepperud & Iversen (2011).

Personer med høyere utdanning har en signifikant lavere sannsynlighet for å ha arbeidsfinansiert behandlingforsikring. Av den deskriptive statistikken (jf avsnitt 6.3) fremgår at ansatte med AF er overrepresentert blant personer med videregående skole som sitt høyeste utdanningsnivå. Sammenhengen med utdanning blir mindre sterk i regresjonsanalyse og i 2012 utdanningsvariabler ser ikke ut til å være korrelert med sannsynligheten for å ha AF. Trolig skyldes dette at estimatet for utdanning fanger opp deler av virkningen av andre variabler i den beskrivende statistikk. En annen grunn til at estimatene for utdanning ikke slår Høyere utdanning ser ut til å bidra til en lavere sannsynlighet for å ha behandlingforsikring betalt av arbeidsgiver, men effekten er ikke lengre til stedet når vi kontrollerer for næring. Dette tyder på at fordelingen over forsikringsstatus og tilstander har endret seg i perioden 2008–2012.

Både fra kapitel 6 og fra tidligere undersøkelser som studien til Besley en al. (1999), Grepperud og Iversen (2011), Kill (2011) og Aarbu(2009) vet vi at ansatte med arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring og ansatte uten slik forsikring, fordeler seg forskjellig i arbeidsmarkedet. Dette kan være med på å forklare hvorfor høyere utdanning ser ut til å bidra til en lavere sannsynlighet for å ha behandlingforsikring betalt av arbeidsgiver.

### *Helsetilstand*

Ved å begrense analysen til arbeidsstokken, resultatene fra denne studien viser at forhold mellom sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring og helse er tvetydig. Analysene i de to SSBs levekårundersøkelser identifiserer noen helsekarakteristika ved ansatte som har private behandlingforsikringer. Vi så fra tabell 8.1 at variabelen for egenrapportert helse ikke var signifikant, og det er derfor knyttet noen usikkerhet rundt resultater i analyse. Når koeffisienten for egen vurdert helsetilstand som meget god ikke slår som statistisk signifikant kan dette være i sammenheng med at det er for lite utvalg i referansekategori som er dårlig eller meget dårlig helse (6 prosent av utvalget) for å fange opp systematiske sammenheng. I utgangspunkt kan man forvente at personer med dårligere helse har mer behov og bruk for helsetjenester og har større sannsynlighet for å ha privat behandlingforsikring. hvis premier ikke er risikoutsatt, vil bedriftene som har mange ansatte

Resultatene som kommer fram i de nyere data er i samsvar med den største delen av den empiriske litteratur (Aarbu, 2007; Urkegjerde, 2010; Kiil 2011) som viser at enkelte personer som vurderer sin egen helse som god eller meget god har høyere sannsynlighet for å ha AF enn individer som vurderer egen helse som dårlig eller svært dårlig. Videre, funnet at sannsynligheten for å ha AF er i stor grad upåvirket av tilstedeværelsen av kronisk sykdom tilsier at forsiringsselskapene ikke kan utelukke ansatte med kroniske sjukdommer fra å kjøpe private behandlingsforsikringer. Dette gjelder for kollektive avtale betalte av arbeidsgiver,. Men det kan likevel være en utsatt periode for behandlingen av eksisterende helsetilstand for ansatte som er dekket av slike kollektive avtaler. En mulig forklaring kan være at kroniske sykdommer kan fører at noen ansatte jobber bare deltid, i hvilket tilfelle arbeidsgivere ville velge å utelukke dem fra dekning av privat behandlingsforsikring.

#### *Inntekt og arbeidssituasjon*

Inntekt er signifikant positivt korrelert med sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Dette er i samsvar med funnene i den deskriptive statistikken og med tidligere forskning (jf. kapitel 4 og 6 ). Men effekten av inntekt svekkes noe fra 2008 til 2012. Tabellen 8.1 og 8.2 gir en oversikt over frekvensen innefor hvert inntektskvartil som har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Det fremkommer klart at sannsynligheten for å ha AF er økende i inntekt. Ser vi videre på oddsratene, individene som tilhører den høyeste inntektskvartilen har den største sannsynligheten for å være dekket av behandlingsforsikring, med en oddsrate som variere fra 4,23 til 3,70. Korrelasjonen mellom inntekt og utdanning er ofte høy. Å inkludere begge variabler inn i samme modell vil medføre til at mye av den variasjon utdanning potensielt kan forklare, har allerede være forklart av inntekt og omvendt(Skog, 2013). En mulig forklaring på denne positive sammenheng mellom inntekt og sannsynligheten for å ha AF kan være at høylønnsbedrifter tilbyr stort sett flere frynsegoder enn lavlønnsbedrifter. Dale-Olsen (2006) finner at høy lønn og generøse frynsegoder kan fører til at færre slutter i jobben(lavere turnover). En annen forklaring er at bedrifter tilbyr kompensasjonspakker (lønn og helseforsikring) også fordi sykefravær kan bidra til lavere produksjon og produktivitet (Currie & Madrian, 1999). Et relatert argument er at bedriftene blant annet kan bruke opplysninger om sine kompensasjonspakker for å fremstå som mer attraktive. Med andre ord bedriftene bruker privat behandlingsforsikring i rekrutteringssammenheng.

Det er ikke noen klar samvariasjon mellom sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring og hvorvidt individene har en leder-/overordnet stilling i perioden 2008–2012, sett under ett. Resultatene fra 2008-undersøkelsen viser at personer i en ledende stilling har høyere sannsynlighet for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Funnene samsvare med resultatene i Grepperud & Iversen (2011) og Seim et al. (2007). Sammenligner vi med resultatene fra 2012 det observeres at denne sammenhengen forsvinner imidlertid når næringsvariabler inkluderes i modellene. En mulig forklaring på dette resultatet er at sammenhengen ikke lengre er til stede, eller at den motvirkes av andre faktorer som har motsatt påvirkning på sannsynligheten for å ha AF.

### *Næring*

For hele perioden er det en endring i forsikrings sammensetning når det gjelder næring. I 2008-levekårundersøkelsen ser både variabelen *varehandel* og *transport* ser ikke ut til å være korrelert med sannsynligheten for å ha AF. Resultatene i 2012 viser derimot at transport forblir ikke signifikant, mens næringsgruppen varehandel har en signifikant effekt og reduserer sannsynligheten for å ha AF med 31 prosent i forhold med referansekategorien.<sup>23</sup> Med unntak av *finansnæring* så bidrar alle næringskategoriene til en lavere sannsynlighet. En mulig forklaring på den sammenhengen kan være at det er kjennetegn ved bedriften eller andre underliggende faktorer som påvirker sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver. En mulig forklaring på dette resultatet er at arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring hovedsakelig tilbys i privat sektor. En alternativ forklaring er kompensasjonspakker (lønn og frynsegoder) knyttet til økt produktivitet i finansbransjen. Arbeidstakere som ønsker å få bedre lønn, antas å øke innsatsen og får bedre resultat. I denne sammenheng kan også bedriftene bruke privat behandlingsforsikring eller andre frynsegoder for rekrutteringshensyn. Disse to antagelser finner støtter i tidligere empiri, bl.a. (Besley et al. 1999; Grepperud og Iversen, 2011; King og Mossialos, 2005; Currie og Madrian, 1999) som finner at ansatte i offentlig sektor har lavere sannsynlighet for å ha AF enn ansatte i privat sektor.

Siden de ansatte som jobber i samme næring ofte i stor grad har samme kompetanse og får tilbudt om å samme lønn er det naturlig at disse forskjellene kommer til uttrykk som forsikringsforskjeller mellom ulike næringer. Som jeg var inne på kapitel i 3 og 4, har en

---

<sup>23</sup>Sekundærnæring: Bergverk, oljeutvinning, industri, kraft- og vannforsyning, bygg og anlegg.

rekke studier vist at kjennetegn ved både ansatte og ulike næringer kan forklare en del av forsikringsstatus som eksistere mellom de ulike næringer og individer. Min analyse støtter til en viss grad tidligere forskning på området. Jeg ser at spesielt i offentlig sektor (undervisning, offentlig administrasjon), der kvinner vanligvis utgjør en større andel er sannsynligheten for å ha AF lavere enn i de andre næringer. De to næringer som er positivt korrelerte med sannsynligheten for å ha AF er finans og helse næringer og dette gjelder for begge årene. Mitt datasett inneholder ikke informasjon om produktivitet eller lønnsomhet i de ulike næringene. På generelt grunnlag kan jeg allikevel si at finansnæringer, som i alle analyser viser seg å ha den høyeste andel med AF, har høy produktivitet og lønnsomhet. Dette taler for et høyt lønnsnivå i bransjen og flere naturalytelser eller bedriftstjenester. Samtidig man vil kunne hevde at offentlig sektor, som gjennomsnittlig har lavere lønn, har betydelig lavere produktivitet, lønnsomhet, herunder lavere sannsynlighet for å ha slike private behandlingsforsikringer.

Vi finner at sannsynligheten for å ha AF er høyest for bedrifter i næringskategorier med antatt høyere eksponering for helserisiko (industri bygge- og anleggsvirksomhet) eller med antatt høyere lønn eller kompensasjonspakker (finansnæringer).

Tatt i betraktning viktigheten av de ulike, sosioøkonomiske kjennetegn, sannsynligheten for å ha AF ble funnet med å øke med inntekt, alder og kjønn. Dette betyr at privat behandlingsforsikring genererer horisontal ulikhet i tilgang til helsetjenester langs dimensjonen av inntekt alder og kjønn forutsatt at de private forsikrede har fortrinnsrett i form av kortere ventetid til behandling.



## 9 Diskusjon

Formålet med denne oppgaven har vært å undersøke utbredelsen av arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring i Norge og identifiserer kjennetegn ved yrkesaktive som har AF i forhold med de som står uten slike forsikringer. Problemstillingen er aktuell siden markedet for arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring har hatt en markant vekst de siste årene, og det estimeres at nærmere 500 000 nordmenn har en slik forsikring per i dag (Finans Norge, 2016)

Av den beskrivende statistikken fremgår det at den typiske ansatt som har behandlingsforsikring i Norge er en mann i 40-årene, med videregående utdanning, høy inntekt, god egen rapportert helse, leder stilling og jobber i privat sektor.

Hovedfunnet i 2008-undersøkelsen viser at det å være mann, mellom 25–44 år, med lavere utdanning, høyere inntekt og ledende stilling øker sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Videre i min analyse, etter å ha korrigert for næring observeres samme statistikk signifikant sammenheng mellom variabler kjønn, alder, inntekt, utdanning, ledende stilling og sannsynligheten for å ha privat behandlingsforsikring.

Vi forventet at noen av variablene som viser entydige sammenheng mellom kjennetegn ved det forsikrede og sannsynligheten for å ha privat behandlingsforsikring forblir signifikante gjennom hele observasjonsperioden. Men resultatene fra 2012-levetårundersøkelsen indikerer at forholdet mellom variablene som antas å påvirke sannsynligheten for å ha AF og forsikringsstatus har endret seg over tid. En mulig forklaring er at det er flere som har arbeidsfinansiert behandlingsforsikring i 2012 enn i 2008.

Det er for øvrig viktig å bemerke at variabelen *ledende stilling* kun i liten grad ser ut til å påvirke sannsynligheten for å ha arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring. Mangelen på en effekt av om individene har noen overordnede stilling tyder på at det er ikke lengre vanlig praksis i de norske selskaper til å tilby arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring utelukkende til høyt rangerte ansatte, i motsetning til hva som ble tidligere funnet å være tilfelle i Storbritannia og Norge. (Besley et al., 1999; Grepperud & Iversen, 2011, Seim, 2007)

Det er sannsynligvis flere og sammensatte forklaringer på den økende etterspørsel etter private helseforsikringer. Vektlegging av raskere behandling, høyere kvalitet på helsetjenester, reduksjon i sykefravær er bare noen av de mulige årsaker til at både individer og virksomhetene kjøper private behandlingsforsikringer. For individsmarkedet er de hovedsakelig lange ventelister som har skapt markedet for private behandlingsforsikringer. Studien til Besley et al.(1999) bekrefter dette og viser at en økning i offentlige ventelister vil mest sannsynlig føre til en økt etterspørsel etter individuelle helseforsikringer. Bedriftsmarkedet vises seg å vektlegge mindre gevinstene ved redusert ventetid.

Med hensyn til datamateriale som er brukt i oppgaven er viktig å påpeke at alle de inkluderte studiene er tversnittstudier og da vil validitet av funnene alltid være en sentral diskusjon. Når det gjelder utvalg er de først og fremst avgjørende at utvalget er representativt for populasjon. Som påpekt i metodekapitlet antakeligvis har vi et endogenitetsproblem i sammenhengen mellom ulike sosioøkonomiske variabler, næringsvariabler, samt variabler som reflekterer sykdomsrisiko og forsikringsstatus.

Gitt den større betydning av bedriftsrelaterte egenskaper i å avgjøre sannsynligheten for å ha en privat behandlingsforsikring, arbeidsgiveres beslutning til å tilby slike forsikringer til sine ansatte og de avveinger (trade-offs) mellom andre frynsegode, er åpenbare kandidater for fremtidig forskning. Dette vil kreve data på bedriftsnivå om kjennetegn som alders-og kjønn sammensetningen blant ansatte, sammensetning av lønnspakken, hvor risikofull næringssektorer er, samt overskudd nivået i bedriften, eventuelt i kombinasjon med kvalitative intervjuer med nøkkelpersonell. En utfordring for videre studier med lignende tema kan mulig være å fremskaffe pålitelige data som kan anvendes for å gjøre denne type analysen.

En rekke oppslag i media de siste årene har tatt opp tema om sosiale ulikheter i helse og private helseforsikringer. Private helseforsikringer har blitt kritisert for å svekke det grunnleggende prinsippet om at alle skal ha lik adgang til helsetjenester. Argumentet om at privat behandlingsforsikring skaper ulikhet i tilgang til helsetjenester kan hevdes å være basert på de underliggende forutsetninger om at behandlingen som mottas i privat sektor er bedre enn de som mottas i den offentlige helsesektoren. Disse antagelser kan diskuteres i sammenheng av det norske helsevesenet.

Oppsummert viser resultatene fra denne oppgaven at sosioøkonomiske kjennetegn som kjønn, alder og inntekt har signifikant betydning for sannsynligheten for å ha AF, når det kontrolleres for en rekke observerbare karakteristikk ved individene, og at arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring bidrar i noen grad til økt sosial ulikhet.

Videre merkes på at denne studien har bare vist at privat behandlingsforsikring frembringer horisontal ulikhet i tilgang til helsevesenet, som ikke nødvendigvis fører til ulikhet i faktisk bruk av privat behandlingsforsikring. I tillegg, viser oppgaven hvorvidt en arbeidstaker er omfattet av denne type forsikring eller ikke. De viser ikke at den ansatt er enig med arbeidsgiverens beslutning om å tegne privat behandlingsforsikring på hans eller hennes vegne, og heller ikke at den ansatt har til hensikt å bruke forsikringen til å få adgang til behandling på et privat sykehus i tilfelle av sykdom.

Lange ventetider i offentlig helsevesen antakeligvis har vært bidragsyter til at markedet for arbeidsfinansiert behandlingsforsikring har vært i vekst de siste årene, men omfanget av private helseforsikringer er fremdeles lite i Norge. I tillegg, indikerer resultatene og empirien at også faktorer knyttet til næringsbransjer, samt faktorer som påvirker arbeidsmarkedsforhold (lønndannelse, ansettelse etc.) ser ut til å forklare veksten de siste årene. De sosioøkonomiske forskjeller som observeres kan mulig være ikke bare knyttet til behandlingsforsikring eller forsikringsstatus, men andre underliggende faktorer. Dette hindrer likevel ikke at generell, private helseforsikringer kan ha en sterkere betydning i fremtidig, ettersom omfanget kan vokse på bakgrunn av demografisk utvikling, lengre ventetider i offentlig sektor eller endringer i arbeidsmarkedet.

Forskningsarena i Norge, i likehet med fleste internasjonale studier, har fokusert på etterspørselsmønstre for behandlingsforsikring og beskrivelser av forsikringstakerne, på individnivå. Mens muligens individer etterspør private behandlingsforsikringer på grunn av usikkerhet knyttet til hvor rask de får behandling, det er imidlertid grunn til å anta at en rekke andre forhold vil kunne påvirke bedriftenes etterspørsel etter behandlingsforsikringer. Hovedmotivasjonen til bedriftene for å tegne behandlingsforsikringer på vegne av sine ansatte kan være å redusere sykefravær og kostnader ved sykdom. Behandlingsforsikring kan gi fortere tilgang til behandling med enkelte situasjoner mens sykefraværet anses som en konsekvens av dem sykemelde har sammensatte lidelser. Dermed kan både bedriftene få ansatte tilbake i jobb, men samtidig ikke regne med at en slik forsikring vil hjelpe til å

reduere sykefraværet. I lys av effektivitetslønnsteori, virksomhetene antakeligvis tilbyr private helseforsikringer og andre frynsegoder som et virkemiddel for rekruttering av arbeidskraft eller for å redusere gjennomtrekken blant ansatte.

Tidligere studier støtter også antagelsen om at helseforsikring ofte brukes som konkurransefortrinn i en lønnspakke. I en del næringer er konkurransen om den mest attraktive arbeidskraften stor, da brukes forsikringen som et frynsegode eller lokkemiddel. Dette er ikke bare gode argumenter for en slik forsikring som bidrar til den kraftige veksten vi har sett. Over tid ser det også ut for å ha foregått en gradvis endring både i individenes- og bedriftenes oppfatning og preferanse. Bedre kjennskap til helseforsikring ordninger blant bedrifter og ansatte kan være også en viktig forklaring for utviklingen i helseforsikringsmarkedet. Det har blitt stadig mer vanlig å forsikre samtlige ansatte i bedriften. Privat helseforsikring er det nye ansattgodet.

Også Hem (2009) viser til at bedriftene kan ha flere kjøpsmotiver enn å redusere sykefraværet og kostnader ved sykdom:

*”Om bedriften ser andre fordeler av private helseforsikringer, som for eksempel at det er et gode for de ansatte eller et konkurransefortrinn i kamp om arbeidskraft, vil det kunne være et fornuftig virkemiddel( ...) det ofte er andre enn økonomiske argumenter som betyr noe for bedrifter som har valgt privat helseforsikring. Det kan derfor være både rasjonelle og fornuftige argumenter for å tegne helseforsikring”*

Totalt sett peker resultatene fra denne oppgave i retning av at sannsynligheten for å ha AF variere med sosioøkonomisk status, og med sektortilhørighet. Også, resultatene ser ut til å bekrefte at sannsynligheten for å ha AF påvirkes mest av faktorer som er knyttet til kjennetegn ved bedrifter. Denne studien gir et viktig bidrag til litteraturen som ser på bedriftenes etterspørsel etter privat helseforsikring.. I tillegg fanger den opp utviklingen og endringer i etterspørsel og bruk av behandlingsforsikringer ved å sammenligne med resultater fra Grepperud & Iversen(2008) og resultater fra egen analyse i 2008-undersøkelsen.

## Appendiks A.1

Tabell 5.3: Variabelliste levekårsundersøkelse 2012

| Variabel                            | Type         | Definisjon  |
|-------------------------------------|--------------|---|
| <b>ansatte med AF</b>               | Binær        | = 1 har arbeidsgiverfinansiert behandlingforsikring   |
| <b>mann</b>                         | Binær        | =1 hvis mann  |
| <b>alder2</b>                       | Kontinuerlig | Individets alder på intervju tidspunkt  |
| <b>16–24 år</b>                     | Binær        | =1 hvis alder 16–24 år  |
| <b>25–44 år (referanse)</b>         | Binær        | =1 hvis alder 25-44 år  |
| <b>eldre enn 45</b>                 | Binær        | =1 hvis alder større enn 45   |
| <b>utdovgs (referanse)</b>          | Binær        | =1 høyeste utdanning lavere enn avsluttet videregående  |
| <b>utdvgs</b>                       | Binær        | =1 høyeste utdanning avsluttet videregående   |
| <b>utdunih</b>                      | Binær        | =1 høyeste utdanning universitets-og høyskole   |
| <b>utdmiss</b>                      | Binær        | =1 utdanningsnivå uoppgitt eller missing  |
| <b>inntekt</b>                      | Kontinuerlig | Samlet inntekt før skatt for husholdning i 1000 kr  |
| <b>1.inntektskvartil(referanse)</b> | Binær        | =1 samlet husholdningenes inntekt lavest kvartil (1.kvartil)  |
| <b>2.inntektskvartil</b>            | Binær        | =1 samlet husholdningenes inntekt nest lavest kvartil (2.kvartil)   |
| <b>3.inntektskvartil</b>            | Binær        | =1 samlet husholdningenes inntekt nest høyest kvartil (3.kvartil)   |
| <b>4.inntektskvartil</b>            | Binær        | =1 samlet husholdningenes inntekt høyest kvartil (4.kvartil)  |
| <b>ledende stilling</b>             | Binær        | =1 har leder ansvar/ overordnet stilling  |
| <b>offentlig ansatt</b>             | Binær        | =1 offentlig ansatt: Eierforhold arbeidsplass oppgitt som kommunal, fylkeskommunal eller statlig virksomhet |
| <b>helsegod</b>                     | Binær        | =1 hvis egenvurdert helse tilsvarende ”meget god” ”god”   |
| <b>helse dårlig (referanse)</b>     | Binær        | =1 hvis egenvurdert helse tilsvarende ”verken god eller dårlig” ”dårlig” eller ”meget dårlig                |
| <b>kronisk_syk</b>                  | Binær        | =1 hvis minst en kronisk sykdom eller lidelse   |
| <b>legekant</b>                     | Binær        | =1 hvis kontakt med allmennlege/fastlege siste 12 mnd.  |
| <b>innlagt_syke</b>                 | Binær        | =1 hvis innlagt på sykehus de siste 12 måneder (fødsel ikke regnet med)                                     |
| <b>jordbruk</b>                     | Binær        | =1 hvis ansatte i jordbruk, skogbruk og fiske næring (primærnæring)   |
| <b>industri(referanse)</b>          | Binær        | =1 hvis ansatte i bergverk, industri, kraft, bygg og anlegg næring (sekundærnæring)                         |
| <b>offadm</b>                       | Binær        | =1 hvis ansatte i off.adm, forsvar og trygdeordninger næring  |
| <b>undervis</b>                     | Binær        | =1 hvis ansatte i undervisning næring   |
| <b>varehandel2</b>                  | Binær        | =1 hvis ansatte i varehandel hotell og restaurant næring  |
| <b>transport2</b>                   | Binær        | =1 hvis ansatte i transport, lagring og kommunikasjon næring  |
| <b>finans</b>                       | Binær        | =1 hvis ansatte i finansielle tjenesteyting, eiendom og forsikring næring                                   |
| <b>helse</b>                        | Binær        | =1 hvis ansatte i helse-, omsorg- og sosialtjenester næring   |
| <b>annet</b>                        | Binær        | =1 hvis ansatte i andre næringer  |
| <b>annet2</b>                       | Binær        | =1 hvis ansatte i primærnæring og annet næring  |
| <b>uopp_nær</b>                     | Binær        | =1 hvis ansatte i uoppgitt næringskategori  |

## Appendiks A.2

Tabell 8.4. Marginaleffekter. Levekårsundersøkelse 2008.

| UAVHENGIGE<br>VARIABLER | Modell 1<br>Marginaleffekt<br>(Std.avvik) | Modell 2<br>Marginaleffekt<br>(Std.avvik) | Modell 3<br>Marginaleffekt<br>(Std.avvik) | Modell 4<br>Marginaleffekt<br>(Std.avikk) |
|-------------------------|---|---|---|---|
| mann                    | 0.056***<br>(0,008)                       | 0.047***<br>(0.008)                       | 0.046***<br>(0.008)                       | 0.020**<br>(0.008)                        |
| alder 16–24 år          | - 0.048***<br>(0,010)                     | -0.039***<br>(0.012)                      | -0.040***<br>(0.011)                      | -0.033**<br>(0.012)                       |
| eldre enn 45 år         | - 0.020**<br>(0,008)                      | -0.028***<br>(0.008)                      | -0.025***<br>(0.0085)                     | -0.016**<br>(0.008)                       |
| utdvgs                  | 0.032**<br>(0,014)                        | 0.024*<br>(0.014)                         | 0.024*<br>(0.014)                         | 0.024*<br>(0.013)                         |
| utdunih                 | 0,018<br>(0,015)                          | -0.002<br>(0.0143)                        | -0.004<br>(0.014)                         | 0.009<br>(0.015)                          |
| utdmis                  | 0,021<br>(0,029)                          | 0.0141<br>(0,026)                         | 0.013<br>(0.026)                          | 0.022<br>(0.025)                          |
| 2.inntektskvartil       |   | 0.005**<br>(0.027)                        | 0.049**<br>(0.026)                        | 0.004**<br>(0.024)                        |
| 3.inntektskvartil       |   | 0.057***<br>(0,025)                       | 0.056***<br>(0.024)                       | 0.055***<br>(0.022)                       |
| 4.inntektskvartil       |   | 0.097***<br>(0,029)                       | 0.094***<br>(0.028)                       | 0.079***<br>(0.024)                       |
| ledende_2               |   | 0.029***<br>(0,009)                       | 0.029***<br>(0.0096)                      | 0.027***<br>(0.009)                       |
| helsegod                |   |   | 0.022<br>(0.013)                          | 0.025<br>(0.012)                          |
| kronisk_syk             |   |   | -0.019*<br>(0.009)                        | -0.001*<br>(0.008)                        |
| legekont                |   |   | -0.003<br>(0.010)                         | -0.008<br>(0.010)                         |
| innlagt_syke            |   |   | 0.022<br>(0.019)                          | 0.023<br>(0.019)                          |
| offadm                  |   |   |   | -0.018***<br>(0.006)                      |
| undervis                |   |   |   | -0.016***<br>(0.006)                      |
| varehandel              |   |   |   | -0.007<br>(0.011)                         |
| transport               |   |   |   | -0.023<br>(0.013)                         |
| finans                  |   |   |   | 0.003**<br>(0.014)                        |
| helse                   |   |   |   | -0.107***<br>(0.008)                      |
| annet2                  |   |   |   | -0.058***<br>(0.013)                      |
| uopp_nær                |   |   |   | -0.040***<br>(0.010)                      |
| N                       | 3,972                                     | 3,972                                     | 3,972                                     | 3,972                                     |

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

Tabell 8.5. Marginaleffekter. Levekårsundersøkelse 2012.

| Uavhengige Variabler | Modell 1<br>Marginaleffekt<br>(Std.avvik) | Modell 2<br>Marginaleffekt<br>(Std.avvik) | Modell 3<br>Marginaleffekt<br>(Std.avvik) | Modell 4<br>Marginaleffekt<br>(Std.avvik) |
|----------------------|---|---|---|---|
| mann                 | 0.097***<br>(0.0120)                      | 0.086***<br>(0.0119)                      | 0.087***<br>(0.0119)                      | 0.025**<br>(0.0127)                       |
| alder 16–26 år       | -0.100***<br>(0.0161)                     | -0.099***<br>(0.0166)                     | -0.010***<br>(0.0164)                     | -0.097***<br>(0.0166)                     |
| eldre enn 45 år      | -0.031**<br>(0.0125)                      | -0.049***<br>(0.0125)                     | -0.048***<br>(0.0125)                     | -0.042***<br>(0.0121)                     |
| utdvgs               | 0.026<br>(0.0198)                         | 0.011<br>(0.0196)                         | 0.010<br>(0.0195)                         | 0.014<br>(0.0184)                         |
| utdunih              | -0.005<br>(0.0200)                        | -0.044**<br>(0.0198)                      | -0.048**<br>(0.0197)                      | -0.002<br>(0.0197)                        |
| utdmis               | 0.006<br>(0.0478)                         | 0.011<br>(0.0485)                         | 0.011<br>(0.0475)                         | -0.044<br>(0.0440)                        |
| 2.inntektskvartil    |   | 0.044*<br>(0.0278)                        | 0.044*<br>(0.0277)                        | 0.044*<br>(0.0254)                        |
| 3.inntektskvartil    |   | 0.077***<br>(0.0268)                      | 0.076***<br>(0.0266)                      | 0.076***<br>(0.0244)                      |
| 4.inntektskvartil    |   | 0.163***<br>(0.0285)                      | 0.160***<br>(0.0283)                      | 0.144***<br>(0.0250)                      |
| ledende_2            |   | 0.022*<br>(0.0129)                        | 0.023*<br>(0.0129)                        | 0.014<br>(0.0124)                         |
| helsegod             |   |   | 0.030***<br>(0.0153)                      | 0.030***<br>(0.0150)                      |
| kronisk_syk          |   |   | -0.002<br>(0.0128)                        | -0.0005<br>(0.0124)                       |
| legekant_2           |   |   | -0.007<br>(0.0148)                        | -0.001<br>(0.0145)                        |
| innlagt_syke         |   |   | 0.001<br>(0.0259)                         | -0.001<br>(0.0244)                        |
| offadm               |   |   |   | -0.299***<br>(0.00901)                    |
| undervis             |   |   |   | -0.359***<br>(0.00831)                    |
| varehandel2          |   |   |   | -0.038**<br>(0.0161)                      |
| transport2           |   |   |   | -0.005<br>(0.0185)                        |
| finans               |   |   |   | 0.003**<br>(0.0186)                       |
| helse                |   |   |   | -0.195***<br>(0.0121)                     |
| annet2               |   |   |   | -0.050***<br>(0.0171)                     |
| uopp_nær             |   |   |   | 0.103<br>(0.156)                          |
| N                    | 3,320                                     | 3,320                                     | 3,320                                     | 3,320                                     |

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

## Litteraturliste

- Aarbu, K. O (2007) Do smokers pay too little-or do insurers pay too little attention? Notatserie i helseøkonomi HEB, 2.
- Aarbu, K O. (2008) Privat behandlingsforsikring – kommet til å bli? *Magma* 11 (4) 84–92
- Aarbu, K. O (2009) Exploring Demand Patterns for Treatment Insurance in Norway. *6th Norwegian – German Seminar on Public Economics. CESifo Centre, Munchen.*
- Amdam, S & Vrålstad, S (2014) Levekårsundersøkelse om helse, omsorg og sosial kontakt 2012. Dokumentasjonsrapport. Statistisk Sentralbyrå notater 3
- Agell J. & Lundborg P. (1995) Theories of pay and unemployment: survey evidence from Swedish manufacturing firms. *Scandinavian Journal of Economics*
- Akerlof, A. G (1982), "Labor Contracts as Partial Gift Exchange," *Quarterly Journal of Economics*, 97, p543-69
- Akerlof A. G. & Yellen J. L (1986) Efficiency wage models of the labor market. *Cambridge University Press*, 41–93.
- Akerlof, A. G. & Yellen, J. L. (1990) The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, no. 2, 250–283.
- Alexandersen N., Anell, A., Kaarboe, O., Lehto S, J., Tynkkynen L.K og Vrangbæk K. (2016) The development of voluntary private health insurance in the Nordic countries. *Nordic Journal of Health Economics*, Vol. 4 (2016), No. 1, pp. 68-83
- Askildsen, J.E., Holmås, T.H. & Nordanger, L.K. (2006) Bør kommuner kjøpe helseforsikring? SNF-Arbeidsnotat, 51
- Barth, E. & Zweimüller, J. (1992) Labor Market Institutions and The Industry Wage Distribution: Evidence from Austria, Norway, and The U.S." *Empirica* Vol 19 No.2 39–92.
- Barth, E., Hardoy I., Schøne P., & Østbakken K. M. (2013). Lønnsforskjeller mellom kvinner og menn. Hva har skjedd på 2000-tallet? Rapport(2013:007). Institutt for samfunnsforskning. Oslo
- Becker, G (1984) Human Capital. Chicago. *The University of Chicago Press.*
- Berge, M.Ø. & Hyggen C. (2010) Framveksten av private behandlingsforsikring i Norden. Fafo-notat. Nr 11.
- Besley, T., Hall, J. & Preston, I. (1999): The demand for private health insurance: Do waiting lists matter? *Journal of Public Economics* 72, 155–181
- Bratberg (2004) Econometric models for discrete outcomes. Forelesningsnotat, Institutt for økonomi, Universitet i Bergen



- Currie, J., & Madrian, B. C. (1999). Health, health insurance and the labor market. In C. A. Orley & C. David (Eds.), *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3. Elsevier. 3309–3416
- Dale-Olsen, H. (2006). Wages, Fringe Benefits and Worker Turnover. *Labour Economics* 13: 87-106.
- Dale-Olsen, H. (2006). Analysing fringe benefits policies using linked employer-employee data. Norwegian experiences. In: Bryson, A., J. Forth and C. Barber (ed.), *Making Linked Employer-Employee Data Relevant to Policy*, DTI Occasional Paper Serie No.4, 2006: 45 – 77.
- Eikemo, T.A. & Clausen, T.H. (2012). *Kvantitativ analyse i SPSS. En praktisk innføring i kvantitative analyseteknikker*. Trondheim. Tapir akademisk forlag
- Ellen O` Brien (2003) Employers' Benefits from Workers' Health Insurance. *The Minbank Quarterly*. Vol 81(1), 5-43
- Forsikring og Pension (2014). Sundhedsforsikringer – hovedtall 2003–2014 (Insurance and Pension 2014. Health insurance - key figures from 2003 to 2014), [http://www.forsikringogpension.dk/presse/Statistik\\_og\\_Analyse/statistik/forsikring/antal\\_policer/Sider/Sundhedsforsikring\\_Antal\\_forsikrede\\_praemier\\_erstatninger.aspx](http://www.forsikringogpension.dk/presse/Statistik_og_Analyse/statistik/forsikring/antal_policer/Sider/Sundhedsforsikring_Antal_forsikrede_praemier_erstatninger.aspx) (5.01.2016)
- Finans Norge (2016). Over 480 000 nordmenn har behandlingsforsikring. Tilgjengelig på: <https://www.finansnorge.no/aktuelt/nyheter/2016/05/over-480-000-nordmenn-har-behandlingsforsikring/> (5.05.2016)
- Finans Norge (2014). Behandlingsforsikring Statistikk-kritisk sykdom og barneforsikring (Finance Norway 2014. Medical treatment insurance Statistics). Tilgjengelig på: <https://www.finansnorge.no/statistikk/skedeforsikring/Arlige-publikasjoner/Behandlingsforsikring---kritisk-sykdom-og-barneforsikring/> (5.01.2016)
- Grepperud, S & Iversen, T (2011) Hvem har arbeidsgiverfinansiert behandlingsforsikring? *Tidsskrift for velferdsforskning* (1).15–25
- Grossman, M.(1972) On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy* ,80, 223-255
- Hegre, H. (2011) Logistisk regresjon: binomisk, multinomisk og rangert. Hentet fra [http://folk.uio.no/hahegre/Papers/Kompendium\\_v2011.pdf](http://folk.uio.no/hahegre/Papers/Kompendium_v2011.pdf)
- Hem, K.G. (2009) Privat helseforsikring og sykefravær. *SINTEF Rapport A13613*. Oslo
- Hem, K. G (2015) Private helseforsikringer og sykefravær. *SINTEF Rapport A26976*. Oslo

- Hippe, J. M. & A. W. Pedersen (1992) Når jobben betaler – En analyse av velferdsordninger i arbeidsmarkedet. FAFO-rapport nr. 136
- Holden, S. (1998) Sentrale lønnsforhandlinger, lønnsforskjeller og samfunnsøkonomisk effektivitet. *Søkerlys på arbeidsmarkedet* No. 15. 69–76
- Kaspersen, S.L & Kalseth, B. (2010) *SINTEF Rapport A15248. Trondheim*
- Katz, L. F. (1986). Efficiency wage theories: a partial evaluation. *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge. MIT Press. Vol 1.235–290
- Kiil, A (2011) Private health insurance in a universal tax financed health care system-en empirical investigation. Research Unit of Health Economics. University of Southern Denmark. Phd. thesis.125–236
- Kiil, A. (2012). What characterises privately insured in universal health care systems? A review of the empirical evidence. *Health Policy*.106(1)
- King, D., & Mossialos, E. (2005). The determinants of private medical insurance prevalence in England, 1997-2000. *Health Serv Res*, 40(1), 195–212.
- Kjellberg, J., Andreasen, M.N. & Sjøgaard, J.(2010) Private sundhedsforsikringer. Dansk Sundhedsinstitut, DSI prosjekt nr.2722
- Layard R., S. Nickell & R. Jackman (1991) Unemployment. Macroeconomics Performance and the Labour Market. *Oxford University Press*.
- Levine, D (1992) Can wage- increases pay for themselves? Tests with a Production Function. *Economic Journal* 102 (414).1102–1115.
- Long J.S & Freese J. (2014) Regression Modells for Categorical Dependent Variables Using Stata. Third edition.
- Manifest senter for samfunnsanalyse (2009) Klassedelt helsevesen? Om utbredelsen av privat helseforsikring i Norge. *Manifest rapport*, 1.
- Pedersen, I (2007) Private helseforsikringer – status og betydning for utvikling i sosiale helseskilnader. *Notatserie i helseøkonomi* nr. 13/07. Program for helseøkonomi i Bergen.
- Salop, Steven C, (1979) A Model of the Natural Rate of Unemployment, *American Economic Review* 69(1), pp. 117-125
- Seim, A (2007) Fremveksten av en supplerende helsetjeneste? Det private helseforsikringsmarkedet er i sterk vekst- dette samtidig som det offentlige helsetilbudt aldri har vært mer omfangsrikt. Masteroppgave. Institutt for helseledelse og helseøkonomi, UIO
- Seim, A., Løvaas, L & Hagen, T. P (2007) Hva kjennetegner virksomheter som kjøper private helseforsikringer? *Tidsskrift for Den norske legeförening* nr. 20(127)2673–2675

- Skog ,O.J.(2013) Å forklare sosiale fenomener. *Gyldendal Akademisk*
- Shapiro, C. & Stiglitz, J.E, (1984).”Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device.” *The American Economic Review*, vol. 74, No. 3. 400-445.
- Stiglitz, J.E. (1985) Wage Equilibrium Distributions. *The Economic Journal*, Vol. 95, No. 379. 591-620
- Sutton, N. (1985) Do employee benefits reduce labor turnover? *Benefits Quarterly*. Vol 1. No 2.16-22.
- Stata User`s guide. Release 13. Stata press publication . College station, Texas. Hentet fra [www.stata.com](http://www.stata.com).
- Svensk Försäkring (2015). Sjukvårdsförsäkringsstatistik. (Health insurance statistics). <http://www.svenskforsakring.se/Huvudmeny/Fakta--Statistik/Statistics-list/Sjukvardsstatistik/Sjukvardsforsakringsstatistik-20151/> (5.01.2016)
- Ringdal, K (2007) Enhet og mangfold: Samfunnsvitenskapelig forskning og kvantitativ metode. 2. utg. Bergen. Fagbokforlaget
- Thomson, S & Mossialos, E (2004) What are the equity , efficiency, cost containment and choice implication of private health-care founding in the western Europe ?København, WHO Regional Office for Europe`s Health Evidence Network (HEN)
- Trevor, C.O., Gerhart, B., Boudreau, J.W. (1997). Voluntary turnover and job performance: Curvilinearity and the moderating influences of salary growth and promotions. *Journal of Applied Psychology*, 82(1), 44–61.
- Tufte, P. A. (2000). En intuitiv innføring i logistisk regresjon. SIFO: *Prosjektnotat nr. 8*
- Urkegjerde, I.(2010). Privat behandlingforsikring og bruk av helsetjenester. Masteroppgave.UIB
- Verbeek, M (2008) A guide to Modern Econometrics. Chichester, England. *John Wiley & Sons Ltd.*
- Wilhelmsen, M. (2008) Samordnet levekårsundersøkelse 2008 – Tverrsnittundersøkelsen. Dokumentasjonsrapport. Statistisk Sentralbyrå notater, 40