

Privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester

av

Ingeborg Urkegjerde

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

**Master i samfunnsøkonomi
(Profesjonsstudium i samfunnsøkonomi)**

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2010

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på en flott studietid ved Universitetet i Bergen. Det har vært fem innholdsrike år, ikke minst takket være gode medstudenter ved Institutt for økonomi.

Det er mange som har bidratt til at jeg kan se tilbake på en studietid full av gode minner. Jeg vil særlig takke mine medstudenter på profesjonsstudiet, Espen, Håvard og Jon, samt Ingjerd og Ingvill – uten dere hadde ikke disse årene vært de samme, verken faglig eller sosialt.

Arbeidet med masteroppgaven har vært lærerikt og interessant. Jeg vil takke min veileder, Astrid L. Grasdahl, for inspirasjon til valg av oppgavetema og god hjelp underveis i oppgaveskrivingen. Jeg setter stor pris på at døren alltid har vært åpen for alle spørsmål jeg måtte ha, og takker for alle innspill og gode råd jeg har fått.

Data som er benyttet i denne oppgaven er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) sin levekårsundersøkelse i 2008. Registerdata med informasjon om inntekt og utdanning er påkoblet datasettet av SSB. Data er tilgjengeliggjort via Norsk Samfunnsvitenskaplig Datatjeneste (NSD). Ingen av de ovennevnte institusjoner er ansvarlig for de analyser eller tolkninger som er gjort her.

Ingeborg Urkegjærde

Ingeborg Urkegjærde, Bergen 30. mai 2010

Sammendrag

Privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester

av

Ingeborg Urkegjerde

Master i samfunnsøkonomi (profesjonsstudium i samfunnsøkonomi)

Universitetet i Bergen, 2010

Veileder: Astrid L. Grasdahl

Formålet med denne oppgaven er å undersøke om det eksisterer en sammenheng mellom privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester i Norge. Nærmere 200 000 nordmenn har i dag en slik privat helseforsikring, som sikrer tilgang til behandling i spesialisthelsetjenesten innen kort tid. Majoriteten av forsikringsavtalene er betalt av arbeidsgiver. Internasjonale studier viser at personer som har privat behandlingsforsikring ofte er sysselsatte, med inntekt og utdanning over gjennomsnittet, og de har sannsynligvis også god helse. I Norge er de sosiale ulikhetene i helse veldokumentert, til tross for at vi har et velutbyggt offentlig helsevesen som alle innbyggerne har tilgang til etter behov. Gitt at bruk av helsetjenester resulterer i bedre helse, er det bekymringsverdig dersom det eksisterer en positiv sammenheng mellom privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester.

Data som er brukt i analysen er hentet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) sin levekårsundersøkelse i 2008, og påkoblet registeropplysninger om inntekt og utdanning. I analysen er sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring, samt sannsynligheten for å oppsøke allmennlege, legespesialist og fysioterapeut estimert ved hjelp av logitregresjon. I tillegg er forventet antall konsultasjoner hos allmennlege, legespesialist og fysioterapeut estimert i en negativ binomialmodell (tellemodell). Statistikkprogrammet Stata 10 er brukt i beregningene. Resultatene fra analysen viser ingen klar sammenheng mellom privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester. Jeg finner ingen signifikant korrelasjon mellom privat behandlingsforsikring og sannsynligheten for å oppsøke allmennlege eller legespesialist. Det observeres derimot en signifikant positiv sammenheng mellom kollektiv behandlingsforsikring og sannsynligheten for å oppsøke fysioterapeut. Individuell behandlingsforsikring er positivt korrelert med forventet antall legespesialistbesøk for kvinner, og bruken er knyttet til legespesialist utenfor sykehus. Det observeres en negativ korrelasjon mellom kollektiv behandlingsforsikring og forventningsverdien til antall allmennlegebesøk for kvinner.

Innholdsfortegnelse

Forord	ii
Sammendrag	iii
Innholdsfortegnelse	iv
Tabeller*	vi
Figurer*	vi
1 Innledning.....	1
2 Tilbudet av helsetjenester i Norge.....	6
2.1 Primærhelsetjenesten	6
2.1.1 Fastlegen som portvokter og advokat.....	7
2.2 Spesialisthelsetjenesten	7
2.3 Prioriteringspraksis og norsk lov	8
2.4 Fritt sykehusvalg.....	10
2.5 Offentlig tilbud av helsetjenester.....	11
2.6 Privat tilbud av helsetjenester.....	13
3 Økonomisk teori for etterspørsel etter helsetjenester	14
3.1 Grossman-modellen.....	14
4 Økonomisk teori for etterspørsel etter helseforsikring.....	16
4.1 Atferdsrisiko	16
4.2 Ugunstig utvalg.....	17
4.3 Risikoseleksjon.....	18
4.4 Hvordan korrigere for markedssvikten?.....	18
5 Privat helseforsikring	20
5.1 Ulike roller for helseforsikring	20
5.2 Behandlingsforsikring	22
5.2.1 Hvordan fungerer en behandlingsforsikring?.....	22
5.3 Kritisk sykdomsforsikring	23
5.4 Individuelle avtaler	23
5.5 Kollektive avtaler	23
5.6 Det norske markedet for privat behandlingsforsikring.....	23
5.6.1 Markedsaktører, -størrelse og -andeler.....	24
5.6.2 Forsikringspremie.....	27
5.6.3 Forsikringsvilkår	28
5.6.4 Bruk av privat behandlingsforsikring.....	30
5.7 Privat helseforsikring i andre utvalgte land.....	31
5.7.1 Danmark og Sverige.....	31
5.7.2 Andre OECD-land.....	31
5.7.3 Bruk av privat helseforsikring.....	32
6 Etterspørselen etter privat helseforsikring.....	35
6.1 Hva påvirker etterspørselen etter privat helseforsikring?.....	35
6.2 Oppsummering	42
7 Privat helseforsikring og etterspørsel etter helsetjenester	43
7.1 Flerlandsstudier	43
7.2 Studier på enkeltland	46

8	Privat helseforsikring og sosial ulikhet i helse	48
8.1	Tidligere studier av sosial ulikhet i helse	48
9	Data	51
9.1	Opprinnelig utvalg	51
9.2	Bearbeidet utvalg	51
9.3	Variabler	52
9.4	Deskriptiv statistikk	54
9.4.1	Deskriptiv statistikk avhengige variabler	54
9.4.2	Deskriptiv statistikk uavhengige variabler	55
9.4.3	Deskriptiv statistikk etter inntekt	58
9.4.4	Deskriptiv statistikk for de med privat behandlingsforsikring	59
10	Økonometrisk metode	62
10.1	Logitmodellen	62
10.1.1	Estimering	63
10.1.2	Marginaleffekter	64
10.2	Negativ binomialmodell	65
10.2.1	Estimering	66
10.2.2	Marginaleffekter	66
10.3	Utfordringer ved denne typen analyser	67
10.3.1	Endogenitet	67
10.3.2	Selektert utvalg	69
11	Empirisk analyse	70
11.1	Estimering med logitmodellen	70
11.1.1	Sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring	71
11.1.2	Sannsynligheten for å oppsøke allmennlege	75
11.1.3	Sannsynligheten for å oppsøke legespesialist	78
11.1.4	Sannsynligheten for å oppsøke fysioterapeut	80
11.2	Estimering med negativ binomialmodellen	82
11.2.1	Antall besøk til allmennlege	84
11.2.2	Antall besøk til legespesialist	87
11.2.3	Antall besøk til fysioterapeut	90
11.3	Oppsummerende kommentarer	93
12	Diskusjon	95
	Referanseliste	98
	Appendiks A	102
	Appendiks B	105

Tabeller*

Tabell 2.1: Lengste medisinsk forsvarlige ventetid etter prioriteringsgruppe	9
Tabell 2.2: Faktisk ventetid etter prioriteringsgruppe	10
Tabell 2.3: Gjennomsnittlig ventetid til behandling for somatiske helsetjenester	11
Tabell 5.1: Antall behandlingsforsikringer 2007-2009	25
Tabell 9.1: Deskriptiv statistikk avhengige variabler.....	55
Tabell 9.2: Deskriptiv statistikk uavhengige variabler.....	56
Tabell 9.3: Behandlingsforsikring fordelt etter inntektskvintiler.....	58
Tabell 9.4: Bruk av helsetjenester fordelt etter inntektskvintiler	59
Tabell 9.5: Deskriptiv statistikk for de med privat behandlingsforsikring	60
Tabell 11.1: Regresjonsresultat med behandlingsforsikring som avhengig variabel.....	72
Tabell 11.2: Regresjonsresultat med allmennlege som avhengig variabel	76
Tabell 11.3: Regresjonsresultat med legespesialist som avhengig variabel.....	79
Tabell 11.4: Regresjonsresultat med fysioterapeut som avhengig variabel	81
Tabell 11.5: Regresjonsresultat med antall besøk til allmennlege som avhengig variabel.....	85
Tabell 11.6: Regresjonsresultat med antall besøk til legespesialist som avhengig variabel	88
Tabell 11.7: Regresjonsresultat med antall besøk til fysioterapeut som avhengig variabel.....	92

Figurer*

Figur 1.1: Antall behandlingsforsikringer 2003-2009.....	1
Figur 5.1: Markedet for behandlingsforsikringer per 31.12.2009	24
Figur 5.2: Antall behandlingsforsikringer 2003-2009, kollektive og individuelle avtaler.....	26
Figur 5.3: Vekst i antall private behandlingsforsikringer 2003-2009	27

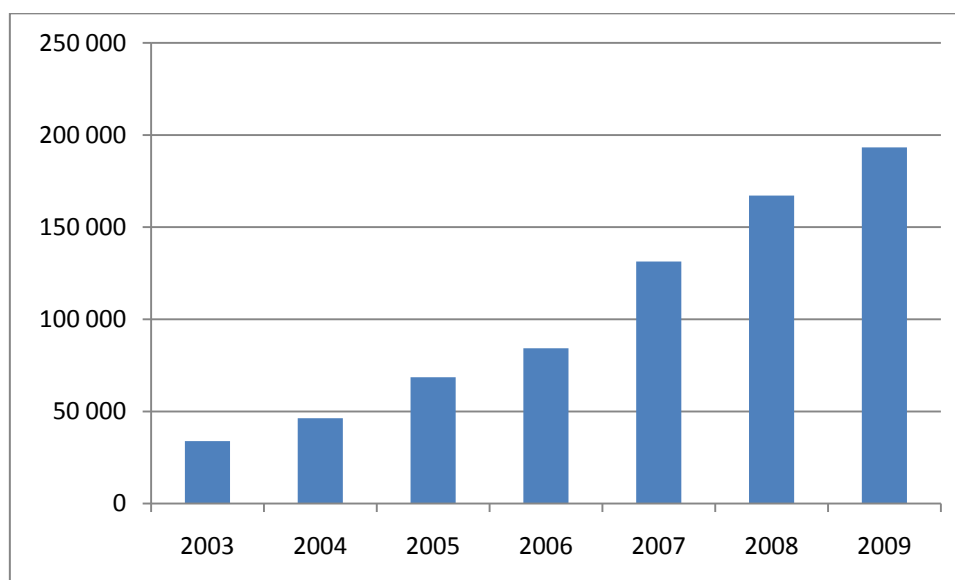
1 Innledning

"I all stillhet skjer det noe her til lands som kan bli en tikkende bombe under den offentlige helsetjenesten." Steinar Westin, professor i sosialmedisin (Manifest, 2009).

I denne oppgaven studerer jeg sammenhengen mellom behandlingsforsikring og bruk av helse-tjenester ved hjelp av data fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) sin levekårsundersøkelse i 2008.

Behandlingsforsikring er en privat helseforsikring og har som formål å sikre forsikringstakeren rask tilgang til helsetjenester ved behov. For ti år siden var dette markedet nærmest ikke-eksisterende i Norge. Som det fremgår av Figur 1.1 har veksten de siste årene vært markant, og i dag har nesten 200 000 nordmenn en slik forsikring. Omfanget av både individuelle forsikrings-avtaler, og særlig kollektive avtaler betalt av arbeidsgiver, er forventet å øke betydelig også i tiden fremover. Dette reiser spørsmål ved hvordan etterspørselen etter helsetjenester blir påvir- ket og hvordan tjenestene blir fordelt. Levekårsundersøkelsen inneholder opplysninger om indi- videne har en slik forsikring, hvem som betaler den, samt bruk av helsetjenester siste 12 mnd. Så vidt meg bekjent er dette den første analysen av sammenhengen mellom privat behandlingsfor- sikring (PBF) og bruk av helsetjenester basert på norske data for et representativt utvalg av be- folkningen.

Figur 1.1: Antall behandlingsforsikringer 2003-2009¹



¹ Kilde: Finansnæringens Fellesorganisasjon (FNO, 2010b) og Vertikal Helseassistanse AS. Tallene fra Vertikal er mottatt per e-post fra markedsdirektøren i Vertikal, Christian W. Von Hirsch, 01.03.2010. Alle tall er per 31.12 hvert år.

Norsk helsepolitikk er fundert på prinsippet om at alle skal ha lik tilgang til helsetjenester, uavhengig av personlig økonomi og geografisk tilhørighet. Norge har derfor et velutbygd skattefinansiert offentlig helsevesen, som gir alle innbyggere rett til behandling etter behov. De som etterspør offentlige helsetjenester opplever likevel en kostnad, nemlig ventetid. Tall fra Norsk pasientregister (NPR) viser at i gjennomsnitt måtte pasienter i spesialisthelsetjenesten i 2009 vente i 77 dager på behandling (Helsedirektoratet, 2010).² Til sammenligning garanterer en privat behandlingsforsikring undersøkelse og behandling raskt, vanligvis innen én uke.

Veksten i dette markedet er omdiskutert av flere grunner. For det første finnes det en usikkerhet knyttet til hvorvidt forsikringen, som sikrer pasienten rask tilgang til spesialist og behandling, kan være avgjørende for behandlingsutfallet. Kan personer i offentlig helsekø frykte et dårligere utfall av et sykdomstilfelle fordi de risikerer å måtte vente lenger på behandling enn personer med behandlingsforsikring? For det andre reiser det seg en debatt rundt fordelingen av helsetjenester – uavhengig av effekten av dem. Den nordiske velferdsmodellen er basert på prinsippet om universalisme. Noen oppfatter PBF som et ”sort får” i velferdsstaten, som utfordrer likhetsprinsippet og åpner opp for at inntekt og sosioøkonomisk status vil kunne avgjøre tilgangen på helsetjenester (Aarbu, 2009). Flere internasjonale studier (Besley et al., 1999; Jofre-Bonet, 2000; OECD, 2004; Thomson og Mossialos, 2004) finner at den typiske innehaver av privat helseforsikring er en sysselsatt middelaldrende mann, med god inntekt og bosatt i urbane strøk. Data fra levekårsundersøkelsen i 2008 viser at personer med PBF i Norge kjennetegnes ved at de er sysselsatt og har en inntekt over gjennomsnittet. Det er ikke de sykeste eller de med størst behov for helsetjenester som har en slik forsikring. Hagen og Schroyen (2009) påpeker at et marked for supplerende privat behandlingsforsikring på toppen av en obligatorisk helseforsikring vil kunne gi problemer knyttet til atferdsrisiko, som igjen kan resultere i økt kostnadsvekst i offentlig helsevesen.

I 2009 utga Manifest senter for samfunnsanalyse en rapport om markedet for privat behandlingsforsikring i Norge (Manifest, 2009). Rapporten bør leses som et interessant innlegg fra venstresiden i norsk politikk. Her advares mot at det utvikles et klassedelt helsevesen. I rapporten, som var opphav til en god del mediedebatt, anslås det at dersom veksten fortsetter i samme takt som i perioden 2003-2009 vil én av fire nordmenn ha PBF om seks år. Veberg (2009) foretok i sin masteroppgave en analyse lignende den som gjøres i denne oppgaven, men analysen, som var basert på levekårsdata fra 2005, var heftet med målefeil. Når nyere data nå er tilgjengelig, og

² Inkluderer ikke private avtalespesialister, private sykehus og rehabilitering/opptreningsinstitusjoner.

markedet også har blitt vesentlig større, er det interessant å studere om det finnes en sammenheng mellom å ha privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester i Norge.

Denne oppgaven berører to forgreninger i økonomisk litteratur. Den ene er litteratur som fokuserer på å forklare etterspørselen etter privat helseforsikring. Den andre er litteratur som omhandler sammenhengen mellom privat helseforsikring og bruk av helsetjenester. Hovedfokus i oppgaven er å undersøke om det i Norge eksisterer en sammenheng mellom privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester. Den teoretiske bakgrunnen for etterspørsel etter helse og helsetjenester bygger i hovedsak på Grossman (1972). Tidligere empiri og teori som søker å forklare etterspørselen etter privat helseforsikring omtales også, ettersom datasettet som analyseres er koblet til registeropplysninger om inntekt og utdanning for å kartlegge kjennetegn ved personene som har PBF. Hovedfunn i relevant tidligere empirisk litteratur innenfor de to forgreningene, både nasjonalt og internasjonalt, er omtalt i kapittel 6, 7 og 8 i oppgaven og kort oppsummert i det følgende.³

Lange ventelister i det offentlige helsevesenet har blitt nevnt som en mulig årsak til den sterke veksten i antall private behandlingsforsikringer, og forsikringsselskapene reklamerer overfor arbeidsgivere med at kollektiv behandlingsforsikring kan redusere sykefraværet. Askildsen et al. (2006) analyserer effekten på sykefravær og ventetid på behandling for innbyggerne i to norske kommuner, Eidskog og Trysil, som kjøpte PBF på vegne av kommunenes innbyggere. Studien viser ingen effekt av behandlingsgarantien med hensyn til redusert sykefravær eller ventetid sammenlignet med fire nabokommuner uten slik garanti.

Aarbu (2007, 2008, 2009) identifiserer faktorer som driver etterspørselen etter PBF ved å analysere norske data fra en internettbasert spørreundersøkelse foretatt i 2004 med 1800 respondenter i alderen 30-55 år. Inntekt og arbeidsmarkedstilhørighet er to av flere antatt viktige etterspørselsdrivere. De underliggende faktorer som kan forklare etterspørselen etter kollektiv PBF vil imidlertid kunne være ulike de faktorer som driver etterspørselen etter individuell PBF. I en annen studie med norske data, foretatt av Seim et al. (2007), gjennomføres en spørreundersøkelse

³ Noe forvirrende bruker mange forfattere ordet helseforsikring synonymt med behandlingsforsikring, mens andre igjen også inkluderer eksempelvis kritisk sykdomsforsikring og andre helseforsikringer som gir utbetaling i form av penger i begrepet helseforsikring. I denne oppgaven er fokus på behandlingsforsikring, men forfattere vil siteres ordrett på ordet helseforsikring dersom det ikke går klart frem i den aktuelle kilden at dette er i betydning behandlingsforsikring. Privat behandlingsforsikring, behandlingsforsikring og forkortelsen PBF brukes forøvrig synonymt i oppgaven.

for å identifisere kjennetegn ved bedrifter som kjøper PBF. De finner at et klart flertall av arbeidsgiverne oppgir at de forsikrer ledere og nøkkelpersonell.

Internasjonalt finnes det en del litteratur som søker å forklare hva som påvirker etterspørselen etter privat helseforsikring. Særlig mye fokus i forskningen har vært på betydningen av ventelister i offentlig helsevesen. Besley et al. (1999) undersøker om lengden på ventelistene i offentlig helsevesen i Storbritannia påvirker etterspørselen etter privat helseforsikring. De finner at lengden på langsiktige ventelister (definert som mer enn 12 mnd ventetid) er positivt korrelert med kjøp av privat helseforsikring. Mens ventetid ser ut til å påvirke individuelle forsikringsbeslutninger, observeres ikke samme effekt på etterspørselen etter kollektive avtaler. Jofre-Bonet (2000) analyserer effekten ventetid har på etterspørsel etter privat helseforsikring i Spania, og finner en svak indikasjon på at økt ventetid øker sannsynligheten for å kjøpe privat helseforsikring.

Fremveksten av markedet for supplerende PBF er ikke unikt for Norge, derfor nevnes også kort markedsutviklingen i utvalgte land det er relevante å sammenligne med. For å kategorisere hvordan privat helseforsikring fungerer parallelt med den offentlige forsikringen i ulike land benyttes fremstillingen i Thomson og Mossialos (2004), som er tilknyttet Verdens Helseorganisasjon (WHO). Private behandlingsforsikringer i Norge kommer i tillegg til forsikringen i folketrygden og har derfor en supplerende funksjon.

Det finnes flere internasjonale studier som analyserer sammenhengen mellom privat helseforsikring og bruk av helsetjenester, men den norske litteraturen om dette temaet er foreløpig av meget begrenset omfang. Den sterke veksten i markedet de siste årene gjør dessuten at analyser fort blir utdatert. Ettersom det kun er relevant å sammenligne funnene i denne oppgaven med studier fra andre land der privat helseforsikring har en supplerende funksjon, begrenses antall aktuelle referanser. Organisasjonen for økonomisk samarbeid og utvikling (OECD) utga i 2004 en omfattende statusrapport om privat helseforsikring i sine 30 medlemsland. Det norske markedet for privat helseforsikring omtales i rapporten som "ubetydelig", og tallmateriale for Norge er ikke tilgjengelig i rapporten.

Sentrale funn i flerlandsstudier foretatt av Jones et al. (2005) og Van Doorslaer et al. (2006) nevnes også. I sistnevnte studie er Norge inkludert. De norske dataene er imidlertid fra levekårsundersøkelsen i 2000, da markedet for PBF fortsatt hadde en marginal størrelse. Et par studier på enkeltland er også referert til, fordi landene de omhandler har markeder for privat helse-

forsikring som langt på vei er sammenlignbare med norske forhold. Studien foretatt av Rodríguez og Stoyanova (2004) er fra Spania, mens Salvado (2008) studerer sammenhengen mellom privat helseforsikring og bruk av helsetjenester i Portugal. Alle studiene finner at privat helseforsikring øker sannsynligheten for å bruke helsetjenester. Resultatene fra flerlandsstudiene tyder på at sosial ulikhet i bruk av helsetjenester er større i land med utbredt omfang av privat helseforsikring. Dersom en forutsetter at bruk av behandlingsforsikring forbedrer helsen, vil den kunne bidra til økte sosiale forskjeller i helse. Norske studier av Grasdal og Monstad (2009b), Næss et al. (2007) samt Iversen og Kopperud (2005) bekrefter at vi også i Norge har sosial ulikhet i helse og i bruk av enkelte spesialisthelsetjenester.

Oppgavens oppbygging er som følger: De første kapitlene gir relevant bakgrunnsinformasjon for analysen som foretas. *Kapittel 2* gir en redegjørelse av sentrale sider ved tilbudet av helsetjenester i Norge: Organisering av offentlig og privat tilbud av helsetjenester, samt prioriteringspraksis og norsk lov. I *kapittel 3* gis en intuitiv presentasjon av Grossman-modellen, som modellerer etterspørselen etter helse og helsetjenester, mens *kapittel 4* redegjør for økonomisk teori for etterspørselen etter helseforsikring. *Kapittel 5* gir en utfyllende redegjørelse av privat behandlingsforsikring. Innledningsvis i kapitlet defineres de ulike avtaletypene som tilbys på det norske markedet og de ulike rollene privat helseforsikring kan spille. Deretter presenteres informasjon om sentrale sider ved det norske markedet; antall aktører, markedsstørrelse og forsikringsvilkår.

For å belyse sammenhengen mellom PBF og bruk av spesialisthelsetjenester er det nødvendig å identifisere faktorer som påvirker etterspørselen etter PBF. Tidligere litteratur på dette området gjennomgås i *kapittel 6*. I *kapittel 7* redegjøres det for tidligere forskning som er gjort på sammenhengen mellom privat helseforsikring og bruk av helsetjenester. Studier som ser på sosial ulikhet i helse omtales i *kapittel 8*.

Analysen som er foretatt i denne oppgaven er tema for *kapittel 9*, *10* og *11*. Datasettet som er brukt i analysen presenteres i *kapittel 9*, mens den økonometriske metoden redegjøres for i *kapittel 10*. Resultatene fra analysen presenteres i *kapittel 11*. Først presenteres resultatene fra estimering med logitmodellen. Sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring og sannsynligheten for å bruke helsetjenester, ved hhv. allmennlege, legespesialist og fysioterapeut, er her brukt som avhengige variabler. Deretter presenteres resultatene fra estimering med negativ binomialmodellen, som analyserer hvordan privat behandlingsforsikring er korrelert med antall besøk til hhv. allmennlege, legespesialist og fysioterapeut. Oppgaven blir avrundet og oppsummert i *kapittel 12*.

2 Tilbudet av helsetjenester i Norge

Norsk helsevesen består av primærhelsetjenesten og spesialisthelsetjenesten. Offentlige tilbydere dominerer markedet for helsetjenester i Norge, men det finnes også private tilbydere. Det er kommunene og helseforetakene som er ansvarlig for det offentlige tilbudet av helsetjenester⁴. Kommunene har ansvar for primærhelsetjenesten, herunder faller tilbud om allmennlegetjeneste og en rekke andre helsefremmende og forebyggende tiltak. Staten har ansvaret for spesialisthelsetjenesten, og finansierer sykehusene, som er organisert i regionale helseforetak. I dette kapitlet redegjøres det nærmere for organiseringen av norsk helsevesen, samt hvilke rettigheter norsk lov gir til helsehjelp. For å benytte seg av en privat behandlingsforsikringsavtale må forsikringstaker ha mottatt henvisning til spesialisthelsetjenesten fra allmennlege. Privat behandlingsforsikring kan altså ikke sikre forsikringstakeren raskere tilgang til primærhelsetjenester. I denne oppgaven fokuseres det derfor på bruk av spesialisthelsetjenester.

2.1 Primærhelsetjenesten

"Landets kommuner skal sørge for nødvendig helsetjeneste for alle som bor eller midlertidig oppholder seg i kommunen." (Lov om helsetjenesten i kommunene, 1982, § 1-1).

Organisering og finansiering av primærhelsetjenesten er kommunenes ansvar. Primærhelsetjenesten omfatter allmennlegetjeneste, legevaktordning, fysioterapitjeneste, sykepleie - herunder helsesøstertjeneste og hjemmesykepleie - jordmortjeneste, sykehjem eller boform for heldøgns omsorg og pleie, medisinsk nødmeldetjeneste og transport av behandlingpersonell (Lov om helsetjenesten i kommunene, 1982, § 1-3). Ved å sørge for tjenester som beskrevet skal kommunene sørge for et nødvendig helsetjenestetilbud for alle som oppholder seg i kommunen.

Fastlegereformen i 2001 ga alle innbyggere i Norge tilbud om en fast allmennlege. Fastlegen er del av kommunehelsetjenesten og er den pasienten i første rekke skal kontakte ved helseproblemer. Fastlegen kan gi henvisninger, som er inngangsbilletten til spesialisthelsetjenesten. Vi sier derfor at fastlegen innehar en portvokterrolle (Haug, 2009). Mens en konsultasjon hos fastlegen vanligvis er tilgjengelig rimelig raskt (avhengig av alvorlighetsgrad tar det fra én dag til et par tre uker å få time hos fastlegen) kan ytterligere steg inn i helsevesenet ta uker, måneder og til og med år. Kommunehelsetjenesten finansieres i hovedsak over skatteseddelen, men også av relativt beskjedne egenandeler (Hagen og Schroyen, 2009).

⁴ Samhandlingsreformen (St. meld. nr. 47, 2008-2009) ble lagt frem av regjeringen i 2009 for å bedre samarbeidet i helsetjenesteproduksjon mellom kommuner og helseforetak. Et av forslagene i reformen er at en større del av helse-tjenesteproduksjonen skal foregå i kommunene enn hva som er tilfelle i dag.

2.1.1 Fastlegen som portvokter og advokat

Hensikten med fastlegereformen var at alle skal vite hvor de kan henvende seg ved nye sykdomstilfeller, ved kontroll av kronisk sykdom og ved oppfølging etter sykehusbehandling. Fastlegen skal fungere som en døråpner og koordinator inn mot resten av helsevesenet. Samtidig har legen en annen viktig rolle: Han skal fungere som pasientens agent. Pasienten (prinsipalen) er mindre informert enn legen (agenten) om samsvaret mellom medisinsk behandling og helseutfallet, og pasienten forventer derfor at legen tar avgjørelser i pasientens beste interesse. Det vil blant annet innebære og henvise videre til spesialist når legen vurderer det som nødvendig. Fastlegen har med andre ord en dobbel rolle: Han er helsevesenets ”portvokter” samtidig som han også er pasientens ”advokat” (Norheim og Carlsen, 2003). Fastlegens rolle i primærhelsetjenesten er i økende grad betraktet som nøkkelen til å oppnå effektivitet og rettferdighet i helsevesenet. Med mindre det dreier seg om øyeblikkelig hjelp er det fastlegen som utløser bruk av helsevesenets ressurser i form av igangsettelse av undersøkelser og senere behandling.

2.2 Spesialisthelsetjenesten

”Staten har det overordnede ansvar for at befolkningen gis nødvendig spesialisthelsetjeneste.”

(Lov om spesialisthelsetjenesten, 1999, § 2-1.)

Organisering og forsyning av spesialisthelsetjenesten er statens ansvar. Spesialisthelsetjenesten i Norge er organisert i helseforetak. Landets 31 helseforetak er inndelt i 4 regionale helseforetak (RHF): Helse Vest, Helse Nord, Helse Midt-Norge og Helse Sør-Øst. Det er staten som eier sykehusene og organisatorisk tilfaller ansvarsområdet Helse- og omsorgsdepartementet. Sykehusene skal tilby befolkningen spesialisert behandling. I tillegg har sykehusene oppgaver innen utdanning, forskning og opplæring av pasienter og pårørende. Forholdet til private aktører (sykehus, institusjoner, privatpraktiserende spesialister) er regulert gjennom drifts- og kjøpsavtaler.

Spesialisthelsetjenestene som faller inn under statens ansvarsområde inkluderer sykehus tjenester, medisinske laboratorietjenester og radiologiske tjenester, akuttmedisinsk beredskap, medisinsk nødmeldetjeneste, luftambulansetjeneste samt ambulansetjeneste med bil og eventuelt med båt. Også tverrfaglig spesialisert behandling for rusmiddelmissbruk, transport til undersøkelse eller behandling i kommune- og spesialisthelsetjenesten samt transport av behandlingspersonell faller inn under statens ansvarsområde (Lov om spesialisthelsetjenesten, 1999, § 2-1a).

Spesialisthelsetjenesten kan grovt sett deles inn i tre tjenesteområder. Somatiske helsetjenester omfatter de fleste sykehus, legespesialister, opptreningsinstitusjoner og noen mindre institusjo-

ner. Psykisk helsevern omfatter hovedsakelig behandlingstilbud i distriktpsikiatriske sentra, men også i sykehusavdelinger og hos privatpraktiserende spesialister. Tverrfaglig spesialisert behandling av rusmiddelbrukere skjer i hovedsak ved private behandlingsinstitusjoner der det offentlige betaler (SSB, 2010).

Myndighetenes målsettinger om prioritering i spesialisthelsetjenesten er uttrykt i pasientrettighetsloven og prioriteringsforskriften.

2.3 Prioriteringspraksis og norsk lov

"Lovens formål er å bidra til å sikre befolkningen lik tilgang til helsehjelp av god kvalitet ved å gi pasienter rettigheter overfor helsetjenesten." (Lov om pasientrettigheter, 1999, § 1-1.)

§ 2-1 i pasientrettighetsloven definerer pasientens rett til nødvendig helsehjelp, og fastslår at *"pasienten har rett til nødvendig helsehjelp fra spesialisthelsetjenesten"*. Det tas forbehold om at *"retten gjelder bare dersom pasienten kan ha forventet nytte av helsehjelpen, og kostnadene står i rimelig forhold til tiltakets effekt."* Dette er forbehold som utdypes i Forskrift om prioritering av helsetjenester, rett til nødvendig helsehjelp fra spesialisthelsetjenesten, rett til behandling i utlandet og om klagenemnd av 2000 (heretter prioriteringsforskriften).

Det fremgår videre av pasientrettighetslovens § 2-1 annet ledd at *"spesialisthelsetjenesten skal fastsette en frist for når faglig forsvarlighet krever at en pasient som har en slik rettighet, senest skal få nødvendig helsehjelp."* Når pasienten har mottatt en henvisning til sykehus har han rett til å få sin helsetilstand vurdert innen 30 virkedager. Det er her viktig å merke seg forskjellen på rett til vurdering og rett til behandling. Etter å ha foretatt en vurdering av pasienten vil sykehuset avgjøre om pasienten har rett til nødvendig helsehjelp (behandling), men dette innebærer ikke at pasienten har rett på time til undersøkelse eller behandling innen 30 virkedager. Behandlingsfristen fastsettes av sykehuset/institusjonen etter en individuell, medisinskfaglig vurdering av den enkelte pasient.⁵ Det er sykehuset/institusjonen som er ansvarlig for at pasienten får behandling innen fristen.

Med tanke på denne oppgavens tema er det særlig viktig å merke seg at det videre i § 2-1 fjerde ledd står at *"dersom det regionale helseforetaket ikke har sørget for at en pasient som har rett til*

⁵ Barn og unge under 23 år med psykiske lidelser eller rusmiddelavhengighet har rett til vurdering innen 10 virkedager etter at henvisning er mottatt. For denne pasientgruppen skal fristen for rett til nødvendig behandling dessuten ikke overstige 65 virkedager. Fristen regnes fra datoen det er vurdert at pasienten har rett til nødvendig helsehjelp (jf. prioriteringsforskriften § 4a).

nødvendig helsehjelp fra spesialisthelsetjenesten, får den nødvendige helsehjelpen innen det tidspunkt som er fastsatt i medhold av annet ledd, har pasienten rett til å motta nødvendig helsehjelp uten opphold, om nødvendig fra privat tjenesteyter eller tjenesteyter utenfor riket.” § 2-2 fjerde ledd fastslår dessuten at ”ved mistanke om alvorlig eller livstruende sykdom, har pasienten rett til raskere vurdering.”

Dersom behandlingstilbudet pasienten er henvist til ikke starter behandling innen den lovpålagte fristen er dette et fristbrudd. Ved brudd på behandlingsfristen skal Helseøkonomiforvaltningen (HELFO)⁶ Pasientformidling hjelpe pasienten å finne et annet behandlingstilbud. Nytt behandlingstilbud kan ordnes ved at HELFO Pasientformidling kjøper tjenester fra offentlige eller private institusjoner i Norge eller i utlandet.⁷ Kostnadene ved å skaffe pasienten det behandlingstilbudet han har rett på er sykehuset/institusjonen som brøt tidsfristen pliktet til å dekke.

Askildsen et al. (2008) analyserer prioriteringspraksisen mellom ulike pasientgrupper og de ulike helseregionene i spesialisthelsetjenesten. Med bakgrunn i pasientrettighetsloven og prioriteringsforskriften blir pasienter ofte kategorisert i følgende fire grupper: 1) Øyeblikkelig hjelp; 2) Elektive, med rett til nødvendig helsehjelp; 3) Elektive, med rett til annen helsehjelp; 4) Etterspurte helsetjenester.

Denne inndelingen gir imidlertid lite informasjon om pasientenes faktiske medisinske behov, og Askildsen et al. (ibid.) foreslår derfor en ny metode for å måle prioriteringspraksis. Metoden tar utgangspunkt i medisinskfaglige veiledere for å avgjøre hvilke pasienter som skal tildeles rett til nødvendig helsehjelp og fastsette lengste medisinsk forsvarlige ventetid for pasientene. Pasientene deles inn i fem grupper etter lengste medisinsk forsvarlige ventetid som vist i Tabell 2.1.

Tabell 2.1: Lengste medisinsk forsvarlige ventetid etter prioriteringsgruppe

Prioriteringsgruppe	Lengste medisinsk forsvarlige ventetid
1	0 - 4 uker
2	5 - 12 uker
3	13 – 26 uker
4	27 – 52 uker
5	ikke ”rett”

Askildsen et al. (ibid.) sammenligner pasientenes faktiske ventetid med anbefalt ventetid for ulike diagnoser ved å koble til ventetidsdata fra Norsk Pasientregister (NPR). Analyseutvalget

⁶ HELFO er en ytre etat under Helsedirektoratet, som igjen er underlagt Helse- og omsorgsdepartementet.

⁷ Kilde: HELFO Pasientformidling: <http://www.helfo.no/privatperson/brudd-pa-behandlingsfrist/Sider/default.aspx> [24.05.2010]

består av ca. 311 000 pasienter behandlet på 58 ulike sykehus i tidsrommet 1999-2005. Som uttrykk for at helseforetakene prioriterer i tråd med prioriteringsforskriften vil en forvente å observere økende ventetid i data etter stigende prioriteringsgruppe. Funnene i sammenligningen av faktisk ventetid og lengste medisinsk forsvarlige ventetid oppsummeres i Tabell 2.2.

Tabell 2.2: Faktisk ventetid etter prioriteringsgruppe

Prioriteringsgruppe	Gjennomsnittlig ventetid (dager)	Kortere ventetid enn lengste forsvarlige	Lengste forsvarlige ventetid (dager)
1	74	56,8 %	28
2	120	55,9 %	84
3	167	65,6 %	182
4	194	82,5 %	360
5	183	-	Ikke "rett"

Som forventet har prioriteringsgruppe 1 lavest gjennomsnittlig ventetid med 74 dager, i tråd med prioriteringsforskriften. Vi observerer en økning i ventetid for gruppe 2, 3 og 4, mens pasientene med lavest prioritet i gruppe 5 har en ventetid som ligger mellom gruppe 3 og 4.

Pasienter med lavest prioritet har også relativt sett størst sannsynlighet for å vente kortere enn de medisinskfaglige veilederne tilsier. Samtidig ser vi at de høyest prioriterte pasientene venter lenger enn det som er medisinsk forsvarlig. Dette indikerer at pasienter med lav prioritet til en viss grad overprioriteres i norsk helsevesen. Reduksjon i gjennomsnittlig ventetid i spesialisthelsetjenesten kan derfor tenkes å være et resultat av redusert ventetid for pasienter med lav prioritet.

Private behandlingsforsikringer vil ikke inkludere øyeblikkelig hjelp eller behandling som ikke er medisinsk nødvendig. Følgelig er det pasienter i prioriteringsgrupper 2, 3 og 4 som eventuelt vil kunne benytte seg av en PBF.

2.4 Fritt sykehusvalg

Norske myndigheter innførte i 2003 fritt sykehusvalg. Reformen gir pasientene rett til å velge behandlingssted uavhengig av geografisk tilhørighet. Det forutsettes at *"institusjonen eies av et regionalt helseforetak eller har avtale med et regionalt helseforetak som gir pasienten en slik valgrett"* (Lov om pasientrettigheter, 1999, § 2-4). Nettstedet www.frittisykehusvalg.no ble i forbindelse med innføringen av ordningen opprettet som en informasjonskanal. Her kan en bl.a. få oppgitt ventetiden for ulike behandlinger på alle sykehusene i Norge som omfattes av ordningen. Ordningen er slik ment å være effektivitetsfremmende ved å allokere pasienter for å utnytte kapasiteten på best mulig måte. Pasienten kan ikke selv velge behandlingsnivå. Et av

formålene til reformen var å redusere ventelistene ved å legge til rette for mer effektiv utnyttelse av kapasiteten ved norske sykehus. En forventet å se en utjevning av geografisk variasjon i ventetider, men data tilsier at det fortsatt eksisterer betydelig variasjon i ventetid mellom helseregionene.

Tabell 2.3: Gjennomsnittlig ventetid til behandling (antall dager) for somatiske helsetjenester⁸

	2006	2007	2008	2009
Helse Sør-Øst	69	69	69	74
Helse Vest	70	69	72	74
Helse Midt-Norge	74	82	85	88
Helse Nord	77	78	82	84
Totalt	71	72	73	77
Totalt (alle fagområder) ⁹	71	72	73	77

Tabell 2.3 gir en oversikt over gjennomsnittlig ventetid til behandling for somatiske helsetjenester de fire siste årene. Som det fremgår av tabellen har ingen av helseregionene klart å redusere gjennomsnittlig ventetid i denne perioden. Siste tilgjengelige tall fra NPR forteller at ventetiden er lengst i Helse Midt-Norge, med 88 dager, og lavest i Helse Sør-Øst og Helse Vest, som begge har en gjennomsnittlig ventetid på 74 dager. Ser vi alle fagområder under ett var gjennomsnittlig ventetid i 2009 på 77 dager.

Tall fra NPR per 1. mars 2010 viser at gjennomsnittlig ventetid for rettighetspasienter økte fra 67 dager i 2008 til 69 dager i 2009 (Helsedirektoratet, 2010). Antall pasienter som blir henvist til spesialisthelsetjenesten har i samme tidsrom økt med 0,7 prosent, og samtidig økte antall pasienter som blir tatt inn til behandling med 1,8 prosent. Somatiske helsetjenester utgjør 90 prosent av aktiviteten i spesialisthelsetjenesten, og her ble antall ventende redusert med 4,4 prosent fra 3. tertial 2008 til samme tertial i 2009. Ved utgangen av 2009 stod 232 155 rettighetspasienter på venteliste til behandling i somatisk sektor. Helseforetakenes rydding i ventelistene (bl.a. riktig registrering av ferdigbehandlede pasienter) kan påvirke tallene for antall ventende.

2.5 Offentlig tilbud av helsetjenester

Norsk helsevesen er i stadig endring. Bare i løpet av de siste årene har vi sett flere store reformer: Innføringen av innsatsstyrt finansiering (ISF) i 1997, fastlegereformen i 2001, overdragelsen av eieransvaret for sykehusene fra fylkeskommunen til staten og omorganisering i regionale helseforetak i 2002 samt innføringen av fritt sykehusvalg i 2003. Like før sin avgang lanserte

⁸ Kilde: Helsedirektoratet, 2010.

⁹ Alle fagområder inkluderer somatiske helsetjenester, psykisk helsevern og tverrfaglig spesialisert behandling av rusmiddelbrukere (Helsedirektoratet, 2010).

også daværende helse- og omsorgsminister Bjarne Håkon Hanssen (Ap) i 2009 samhandlingsreformen (jf. fotnote 4), en reform hans etterfølger Anne-Grethe Strøm-Erichsen (Ap) vil få en stor oppgave i å gjennomføre.

I Norge står i hovedsak det offentlige for produksjon av helsetjenester. Staten finansierer det offentlige tilbudet av helsetjenester med skatteinntekter over statsbudsjettet. I tillegg kommer relativt beskjedne egenandeler på enkelte tjenester. Finansiering av spesialisthelsetjenesten kostet staten totalt 95 milliarder kroner i 2008. Dette er en økning på 7 prosent fra året før, men veksten i utgiftene er likevel noe lavere enn den var fra 2006 til 2007 (SSB, 2009b). Alle personer som er bosatt i Norge er medlem av folketrygden. Folketrygden ble innført ved lov i 1966 og trådte i kraft fra 1. januar 1967 (en ny lov kom i 1997). Ordningen fungerer som et obligatorisk nasjonalt forsikringssystem.

”Folketrygdens formål er å gi økonomisk trygghet ved å sikre inntekt og kompensere for særlige utgifter ved arbeidsløshet, svangerskap og fødsel, aleneomsorg for barn, sykdom og skade, uførhet, alderdom og dødsfall. Folketrygden skal bidra til utjevning av inntekt og levekår over den enkeltes livsløp og mellom grupper av personer.” (Lov om folketrygd, 1997, § 1-1.)

Målet om sosial likhet i helse fremkommer i flere sentrale lovtekster. I folketrygdloven (jf. § 1-1) ligger det et implisitt mål om sosial likhet i helse, og målet uttales også i pasientrettighetsloven og prioriteringsforskriften. Helsetjenester er tilnærmet gratis grunnet fordelingshensyn; høye egenbetalinger vil kunne hindre noen grupper tilgang til helsetjenester. I et fritt marked er det prisen som regulerer etterspørselen, men fravær av eksplisitte priser gjør at andre virkemidler må tas i bruk i markedet for helsetjenester. I de fleste europeiske land er tilgang til den offentlige helsetjenesten rasjonert ved køer (Aarbu, 2007). Slik har bruk av offentlige helsetjenester likevel en kostnad, nemlig ventetid. Ventelister er et strukturelt kjennetegn ved den offentlige spesialisthelsetjenesten, og fungerer som en form for egenandel (Hagen og Schroyen, 2009).

Carlsen og Bringedal (2009) undersøker befolkningens tilfredshet med helsetilbudet basert på svar i TNS Gallups kommuneundersøkelser. De finner at i perioden 1999-2003 økte befolkningens tilfredshet med sykehustilbudet fra 4,23 til 4,47 (på en skala fra 1 til 6). For å måle tilfredshet har de snaut 19 000 respondentene blitt spurt om hvor tilfreds man er med ventetid, informasjon, personalets faglige dyktighet og behandlingsresultatet. Fra data tilgjengeliggjort via NSD har Carlsen og Bringedal (ibid.) hentet informasjon om befolkningens vurdering av hvor mye det offentlige bør bruke på helse. Befolkningsandelen som mener at det brukes for lite offentlige ressurser på helsetjenesten, økte fra 82,7 til 85,2 prosent i perioden 1990-2006. Forskerne sier

analyser tyder på at sistnevnte funn ikke skyldes økt misnøye med helsetilbudet, ”*men heller kan tolkes som et uttrykk for sterk og tiltakende betalingsvilje for et godt offentlig helsevesen.*”

2.6 Privat tilbud av helsetjenester

Selv om det i hovedsak er det offentlige som står for produksjon av helsetjenester i Norge er det private aktører på markedet. Det finnes to typer privatpraksis: De med og de uten driftsavtale med et RHF. Kun privat praksis med driftsavtale vil ha krav på trygderefusjon for pasientene. I 2008 hadde 1023 privatpraktiserende legespesialister driftsavtale med et helseforetak¹⁰ (SSB, 2009a). De private sykehusene som finnes i Norge finansieres derfor delvis via henvisningsordningen. Mange private sykehus har inngått avtaler med de regionale helseforetakene, slik at henvisninger til spesialisthelsetjenesten kan brukes både ved offentlige og private institusjoner.

I 2008 ble 2,5 prosent av alle behandlinger i Norge utført ved private sykehus (Helsedirektoratet, 2009). Tilsvarende tall for 2002 er 1,4 prosent, så det observeres en økning i *bruk* av private aktører. Parallelt med økt omfang av PBF observeres det også en økning i *antall* private tilbydere av helsetjenester. I 2002 var det 8 private sykehus i Norge (inkludert private sykehus som har en avtale med et RHF), mens det i 2008 var 20 private sykehus (Helsedirektoratet, 2009). Den private sektoren i markedet for helsetjenester har fortsatt beskjedent omfang i Norge, men markedet er i vekst. Økningen i omfanget av PBF kan være en drivkraft bak veksten i antall private aktører.

¹⁰ Av disse var 684 avtaler med Helse Sør-Øst, 178 med Helse Vest, 98 med Helse Midt-Norge og kun 63 med Helse Nord.

3 Økonomisk teori for etterspørsel etter helsetjenester

"[...] what consumers demand when they purchase medical services are not these services per se but, rather, "good health." (Grossman, 1972.)

Problemstillingen for denne oppgaven er å undersøke om det eksisterer en sammenheng mellom privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester i Norge. Før jeg går i gang med analysen av datasettet er det derfor hensiktsmessig å se nærmere på en modell som søker å forklare etterspørselen etter helse og helsetjenester, nemlig Grossman-modellen. Redegjørelsen bygger på Grossman sin originalartikkel fra 1972, samt presentasjon av modellen i Folland et al. (2007). Det fokuseres på å forklare intuisjonen i modellen. For en fyldigere utredning vises til ovennevnte kilder.

3.1 Grossman-modellen

Grossman tar utgangspunkt i at individet har en initial helsebeholdning som depresierer over tid – til en økende rate jo eldre individet blir. Helsebeholdningen kan økes ved å investere i helse. Grossman-modellen analyserer hvordan individer allokere sine ressurser for å produsere helse. Individene ønsker god helse, og helsetjenester er en innsatsfaktor som brukes for å produsere helse. Etterspørselen etter helsetjenester er følgelig avledet fra etterspørselen etter helse. Individet produserer helse gjennom å allokere tid på helseforbedrende tiltak (egeninvestering) og ved kjøp av helsetjenester og medisiner.

Helse er etterspurt som et konsumgode og som et investeringsgode. Å føle seg frisk gir ekstra nytte. Dette er grunnlaget for konsummotivet i modellen. Helse blir etterspurt ut fra et investeringsmotiv fordi helsetilstand påvirker antall dager man kan jobbe. Flere friske dager gir mulighet for økt lønnsinntekt. Helse betraktes som en form for humankapital, men Grossman poengterer at helsekapital skiller seg fra andre typer humankapital fordi helsetilstand ikke kun påvirker produktiviteten, men også hvor mange dager individet kan jobbe. Individets optimale helsebeholdning bestemmes slik endogen i modellen. Helse måles som antall friske dager individet har i løpet av et år. Vi har avtakende marginalavkastning siden avkastningen av å investere i helse (antall dager som frisk) er fallende i nivået på helse. Nyttien til et individ er bestemt av hvor mye goder en kan konsumere, og av helsetilstanden. Individet må foreta en avveining mellom arbeid og fritid. Kostnadene ved å investere i helse er at tid som brukes til å forbedre helsen, eller tid som syk, går på bekostning av tid en kan arbeide for å tjene penger til vanlig konsum. Tid brukt til egeninvestering i helse går også utover fritiden. Dessuten har investering i helse ved kjøp av

helsetjenester og medisiner en pengekostnad. Disse pengene kunne vært brukt til å kjøpe andre goder. På den annen side vil bruk av tid og penger på helseforbedring, kunne føre til bedre helse nå og i fremtiden, og dermed gi mulighet for høyere inntekt. En rasjonell aktør avveier investeringskostnaden mot fremtidig forventet nytte av investering, og investerer i helse helt til marginalnyttens er lik marginalkostnaden. Et viktig poeng er at marginalnyttens av helse i alle fremtidige perioder påvirkes av helseinvesteringen individet gjør i dag.

Avveilingen mellom fritid og arbeid, samt tiden og pengene som går med for å investere i egen helse, er viktige faktorer som bestemmer et individs etterspørsel etter helsetjenester. Videre nevner Grossman (1972) flere underliggende faktorer som bestemmer ønsket helsebeholdning og etterspørsel etter helsetjenester, nemlig alder, inntekt, utdanning og usikkerhet. På grunn av den høyere depresieringsraten reduseres optimal helsebeholdning når alderen øker. Investeringssmotivet forsvinner når individet når pensjonsalder, men konsummotivet vil bidra til at eldre personer fortsatt ønsker å opprettholde en gitt (lavere) helsebeholdning. Virkningen på etterspørsel etter helsetjenester er derimot usikker. Unge har mer insentiv til å investere i helse, men det kan tenkes at de eldres bruttoinvestering likevel ikke faller fordi mer investering må til for å opprettholde en gitt helsebeholdning, selv om nivået på denne helsebeholdningen er lavere enn nivået på de unges optimale helsebeholdning.

Økt lønn øker avkastningen av å investere i helse fordi jo høyere lønn individet har jo høyere er alternativkostnaden ved å være syk. Denne slutningen forutsetter bortfall av lønn ved sykdom, og sykeforsikringsordninger vil følgelig kunne påvirke dette utfallet. Økt lønn har en entydig effekt på etterspørsel etter helse og helsetjenester: Høyere lønn gir økt optimal helsebeholdning og økt etterspørsel etter helsetjenester. Personer med høy utdanning antas å ha kunnskap til å kunne investere i helse mer effektivt, slik at marginalproduktiviteten av å investere i helse øker for høyere utdannende. En vil av den grunn forvente at personer med høy utdanning har høyere beholdning av helse. Empirisk erfaring samsvarer med modellen. Økt utdanning gir økt etterspørsel etter helse, men effekten på etterspørsel etter helsetjenester er usikker. De med høyere utdanning vil investere mer i helse, men det er usikkert om dette gjøres ved økt konsum av helsetjenester.

Grossman-modellen gir et teoretisk grunnlag for å vurdere etterspørselen etter helsetjenester. Den beskriver komparative sammenhenger, og det er vanskelig å trekke entydige prediksjoner om hvordan individuelle kjennetegn påvirker etterspørselen etter helsetjenester.

4 Økonomisk teori for etterspørsel etter helseforsikring

"Hovedgrunnen til at folk etterspør helseforsikring, er aversjon mot å bære risiko."

(Hagen og Schroyen, 2009.)

I økonomisk teori om helse og forsikring er det vanlig å ta utgangspunkt i at individet står overfor to typer risiko. For det første er det en risiko for å bli syk, men insidensen av sykdom er usikker. For det andre er det en risiko for ikke å bli frisk, og som en følge av dette risikerer en å stå overfor et inntektsbortfall ved tapt arbeidsevne. Dette gir grunnlag for et forsikringsbehov. Helseforsikring gir forsikring mot utgifter ved sykdom, mens sykelønn og uføretrygd er forsikringer mot inntektstap.

Formålet med helseforsikring er å sikre individer mot risiko og tap ved sykdom. De økonomiske tapene assosiert med dårlig helse kan være betydelige. En helseforsikringsordning har en risiko-utjevningseffekt¹¹ ved at den aggregerer finansiell risiko over ulike individer (pooling), og over tid (forhåndsinnbetaling), for å unngå dette. Kjøp av forsikring er derfor en form for risikostyring (Hagen og Schroyen, 2009).

Arrow (1963) påpeker at markedet for helseforsikring er preget av informasjonsskjevheter. Det faktum at forsikringstakeren vet mer enn forsikringsselskapet om egen helsetilstand kan resultere i markedssvikt og at forsikringsselskapene får problemer med atferdsrisiko og ugunstig utvalg. Det gir også forsikringsselskapene insentiver til å drive risikoseleksjon. Disse begrepene defineres i det følgende.

4.1 Atferdsrisiko

I markedet for PBF risikerer en både ex ante og ex post atferdsrisiko.¹² Individet kan ved egne handlinger redusere sannsynligheten for at det individet er forsikret mot, skal inntreffe. Gitt forsikring innebærer ex ante atferdsrisiko at individet får reduserte insentiver til å forebygge sykdom og unngå ulykker som medfører helserisiko. Ex post atferdsrisiko vil si at individet endrer atferd og overkonsumerer helsetjenester når sykdom inntreffer, gitt forsikring. Pauly (1968) påpeker at ex post atferdsrisiko er et resultat av rasjonell økonomisk atferd. Den personlige gevinsten ved overforbruk av helsetjenester er mye større enn den ekstra kostnaden ved økt premie, dermed er det rasjonelt å overforbruke.

¹¹ På engelsk kalles denne effekten risk pooling.

¹² På engelsk refereres dette til som moral hazard.

Dersom personer som har PBF har hyppigere frekvens i bruken av spesialisthelsetjenester enn personer uten PBF, vil det indikere at atferdsrisiko eksisterer i dette markedet, ceteris paribus. Antakelsen om alt annet like er viktig, fordi dersom det viser seg at personene med PBF kjenntegnes av dårligere helse, vil det være å forvente at denne gruppen bruker mer helsetjenester uavhengig av hvorvidt de har PBF eller ikke. Dårligere helse kan likevel være et resultat at reduserte insentiver til forebygging.

Problemer knyttet til atferdsrisiko er et generelt fenomen ved forsikringer, og ikke et særskilt problem for PBF. Det er derfor ingen grunn til å tro at den offentlige helseforsikringsordningen ikke står overfor samme utfordringer når det gjelder atferdsrisiko (Pedersen, 2007). Hagen og Schroyen (2009) påpeker imidlertid at dersom det private tilbudet og den offentlige forsikringen ikke koordineres, vil et marked for supplerende privat behandlingforsikring på toppen av en obligatorisk helseforsikring kunne gi problemer knyttet til atferdsrisiko. Hagen og Schroyen (ibid.) nevner at slike problemer kan oppstå dersom den private behandlingforsikringen reduserer den forsikredes insentiver til forebyggende og aktsom atferd. Kostnadene ved de økte helse-skadene dette vil kunne resultere i, ceteris paribus, vil til en viss grad *”kunne bli veltet over på det offentlige sosialforsikringsssystemet.”* Det private selskapet som tilbyr behandlingforsikringen vil ikke ta hensyn til de høyere helsekostnadene for det offentlige, men kun ta i betraktning de atferdsrisikokostnader som faller på selskapet. Når en tredjepart bærer en del av kostnadene i den private kontrakten gir dette insentiver til overforsikring. Hagen og Schroyen (ibid.) konkluderer med at *”etter hvert som privat helseforsikring griper om seg, kan en ikke se bort fra at dette ikke bare fremstår som et teoretisk problem, men også kan føre til økt kostnadsvekst i det offentlige helsevesenet.”*

4.2 Ugunstig utvalg

Ugunstig utvalg er et resultat av asymmetrisk informasjon. Forsikringstakeren har mer informasjon om sykdomssannsynlighet og fremtidig behov for helsetjenester enn forsikringsselskapet. Denne informasjonsfordelen kan individet utnytte til å kjøpe forsikring til en pris som er lavere enn den aktuarisk nøytrale premien.¹³ Denne informasjonssvikten fører til at forsikringsselskapet må benytte andre metoder for å avsløre individers sykdomsrisiko. Å identifisere reell risiko er nødvendig for å kunne sette en aktuarisk nøytral premie. Det er kostbart å identifisere slik risiko, og informasjonsinnsamlingen begrenses som oftest i praksis til at de fleste tilbyderne av behand-

¹³ Aktuarisk nøytral premie vil si at prisen på forsikringen tilsvarer forventet skadeutbetaling. Er premien aktuarisk nøytral tjener forsikringsselskapet ingen profitt (Eeckhoudt et al., 2005).

lingsforsikring krever helseattest og priser forsikringen basert på informasjon om røyking og alder (jf. Appendiks A).

4.3 Risikoseleksjon

Det motsatte av ugunstig utvalg er risikoseleksjon. Forsikringsselskapene har sterke insentiver til å øke profitten ved å bedrive risikoseleksjon, dvs. å tiltrekke seg lavrisikoindivider og avvise, eller gjøre seg lite attraktive for (sette høy pris), individer med høy risiko. I dagens norske marked står selskapene fritt til å avvise kunder med en spesifisert sykdomshistorikk eller som ikke faller innenfor aldersgrensene selskapet setter. Ved å gi høyrisikoindivider høyere pris på forsikring, vil forsikringen for disse anses som mindre attraktiv. Selv dersom myndighetene griper inn og forbyr forsikringsselskapene å avvise høyrisikoindivider, eller å prise forsikringene etter risiko, påpeker Thomson og Mossialos (2004) at mer subtile former for risikoseleksjon likevel vil kunne forekomme, eksempelvis ved at forsikringsselskapet retter markedsføringen av forsikringen mot unge, friske mennesker (lavrisikoindivider).

4.4 Hvordan korrigere for markedssvikten?

Flere forhold bidrar til markedssvikt i et uregulert marked for helsetjenester (for detaljer se Arrow, 1963). Markedet for helsetjenester preges følgelig i de fleste industrialiserte land av utstrakt offentlig regulering og inngripen, og også i Norge har en valgt en offentlig forsikringsordning og lar i hovedsak det offentlige stå for produksjon og finansiering av helsetjenesten. I tråd med de to velferdsteoremene¹⁴ er myndighetens oppgave todelt. For det første skal de korrigere for grunnleggende markedssvikt, og for det andre skal de sørge for en ønsket omfordeling av godene. I Norge er økonomisk utjevning et blant flere formål i både sosialforsikringssystemet og skattesystemet.

En helseforsikringskontrakt bør utformes slik at problemene knyttet til ugunstig utvalg og atferdsrisiko elimineres – eller i hvert fall minimeres. Problemene med å differensiere mellom de ulike risikogrupperne i en befolkning er mest effektivt løst ved å gjøre helseforsikring obligatorisk (Thomson og Mossialos, 2004). Ex post atferdsrisiko kan forebygges ved å innføre egenandeler i den offentlige forsikringen, og ved å rasjonere etterspørselen med ventetid. Private behandlingsforsikringskontrakter kan forebygge ex post atferdsrisiko ved å inkludere klausuler i

¹⁴ 1. velferdsteorem: Ressursallokeringen i en frikonkurranselikevekt er Pareto-optimal. 2. velferdsteorem: Enhver Pareto-optimal ressursallokering kan oppnås i frikonkurransemodellen med utgangspunkt i en passende initiabeholdning (Folland et al., 2007).

forsikringskontrakten som begrenser forsikringen til å dekke kun medisinsk nødvendige helse-tjenester, eventuelt også ved å innføre økt risikodeling i form av egenandeler.

En obligatorisk forsikringsordning kan være både offentlig og privat. I Sveits har de eksempelvis obligatorisk kjøp av helseforsikring i det private markedet, men det mest vanlige er at det offentlige administrerer en obligatorisk forsikringsordning. Obligatorisk forsikring sikrer at vi i markedet for helseforsikring oppnår en poolinglikevekt, der alle risikotypene tilbys samme kontrakt. I Norge vil det si at alle betaler etter evne, og får etter behov. Poolinglikevekten sikrer at risikoene samles, slik at ingen individer alene bærer den finansielle risikoen ved sykdom. Poolingløsningen har tre omfordelende funksjoner: Fra rike til fattige, fra friske til syke, og fra den produktive til den ikke-produktive fasen av livssyklusen (Thomson og Mossialos, 2004).

Med standard forsikringsteori kan det vises at poolinglikevekten som oppnås ved obligatorisk forsikring ikke kan oppnås i et privat forsikringsmarked med informasjonsskjevheter (Varian, 1992). Skulle dette vært mulig måtte i så fall ett individ betale forsikringspremien til alle forsikringstakerne. Dersom alle kjenner de individuelle risikoene for sykdom vil ikke et privat marked tilby alle samme kontrakt. Et uregulert privat forsikringsmarked vil generere en separerende likevekt, der de ulike risikotypene tilbys ulike kontrakter. En stabil løsning i et forsikringsmarked med informasjonsskjevheter mellom forsikrer og forsikringstaker er kun mulig ved selvseleksjon dersom andelen høyrisikoindivid er tilstrekkelig stor. Selvseleksjonsløsningen er altså ikke stabil dersom andelen lavrisikoindivid er for stor (ibid.).

5 Privat helseforsikring

”Vi må erkjenne at vi har et lagdelt samfunn – der de som er mest privilegert økonomisk også har best helse.” Regjeringen Stoltenberg II i St.meld. nr. 20 (2006-2007).

Helseforsikring spiller ulike roller i ulike land. Verdens Helseorganisasjon (WHO), ved forfatterne Thomson og Mossialos (2004), identifiserer fem ulike roller for privat helseforsikring: Dominerende, obligatorisk, supplerende, komplementær og substituerende.¹⁵ Disse forklares kort i avsnitt 5.1. Helseforsikringene som tilbys i Norge forutsetter at forsikringstakeren er medlem av folketrygden, og fungerer slik som et supplement til det offentlige tilbudet. Helseforsikringene kan deles inn i to hovedkategorier: Behandlingsforsikring og kritisk sykdomsforsikring. Disse redegjøres for i avsnitt 5.2 og 5.3. Forsikringstakeren kan ha behandlingsforsikring gjennom en individuell eller en kollektiv avtale. Forskjellen mellom de to avtaleformene omtales i avsnitt 5.4 og 5.5. Etter at disse relevante begrepene er forklart redegjøres det for markedet for privat behandlingsforsikring i Norge (avsnitt 5.6) og i andre utvalgte land (avsnitt 5.7).

5.1 Ulike roller for helseforsikring

Jeg har i dette avsnittet valgt å gjengi litteraturen ordrett ved å bruke ordet helseforsikring, da forsikringsordningene i de enkelte land kan omfatte utbetaling både i form av behandling og penger. Rollen privat helseforsikring spiller i et land kommer an på utformingen av den offentlige forsikringsordningen. Privat helseforsikring spiller som oftest mer enn én rolle i ett enkelt land, men en hovedfunksjon kan som regel identifiseres (OECD, 2004). Den følgende redegjørelsen bygger på fremstillingen til Thomson og Mossialos (2004) om ikke annet er oppgitt.

Dominerende

I USA spiller privat helseforsikring en dominerende rolle. Myndighetene har i all hovedsak overlatt oppgaven med helseforsikring, finansiering og produksjon av helsetjenester til det private markedet. 72 prosent av befolkningen har privat helseforsikring, mens eldre og personer med lav inntekt er dekket av statlige ordninger (OECD, 2004). 46 millioner amerikanere har i skrivende stund ikke helseforsikring. I hovedsak er dette personer som har for lav inntekt til å bli dekket av statlige ordninger. Majoriteten av de uten helseforsikring er i arbeid, men har likevel

¹⁵ Ulike institusjoner, forskere og nasjonale lover opererer med ulike definisjoner og funksjoner for privat helseforsikring. WHO, OECD og EU har eksempelvis ikke samsvarende inndelinger for de ulike rollene privat helseforsikring kan ha. Det som omtales som supplerende helseforsikring i WHO omtales som dupliserende helseforsikring i OECD sine publikasjoner. OECD definerer supplerende helseforsikring som forsikring som dekker helsetjenester som ikke dekkes av den offentlige forsikringen. Dette er definisjonen på det WHO omtaler som komplementær helseforsikring. Inndelingen i denne oppgaven følger WHO sine definisjoner i Thomson og Mossialos (2004).

ikke råd til å kjøpe forsikring.¹⁶ Helsereformen til Barrack Obama, som ble vedtatt i Kongressen våren 2010, skal etter planen redusere antall personer uten helseforsikring med 32 millioner.

Obligatorisk

I Sveits ble privat helseforsikring i 1996 gjort obligatorisk for å løse problemer knyttet til ugunstig utvalg og risikoseleksjon. Markedet reguleres og overvåkes nøye av myndighetene. Utenom Sveits er kjøp av privat helseforsikring frivillig i europeiske land, og spiller enten en substituerende, komplementær eller supplerende rolle.

Substituerende

Forsikringen er substituerende når den gir tilgang til behandling som ellers ville vært tilgjengelig fra staten. Den kjøpes av de som er ekskludert fra den offentlige forsikringsordningen. I Nederland og Belgia er utvalgte grupper¹⁷ av befolkningen ekskludert fra den offentlige ordningen, mens i Tyskland har de med inntekt over en viss grense mulighet til å velge bort (opt out) den offentlige ordningen. Velger de å kjøpe privat helseforsikring fritas de fra å bidra til den offentlige ordningen.

Komplementær

Komplementære private helseforsikringer tilbyr dekning for tjenester som er ekskludert eller ikke fullt dekket av statlige helseforsikringer, eksempelvis tannpleie. Forsikringen kan også dekke egenandeler som pålegges pasienten i den offentlige forsikringsordningen. I rike land kan komplementær privat helseforsikring være en bekvem måte for staten å skifte utgifter til helsevesenet fra staten over på individer. Hvilke helsetjenester forsikringen dekker varierer fra land til land, og avhenger av utformingen av den statlige helseforsikringen. Blant landene med komplementær privat helseforsikring finner vi Danmark, Frankrike, Italia, Slovenia og Canada. I Frankrike dekker forsikringen i hovedsak egenandelene pasienten har under den offentlige forsikringen. 92 prosent av befolkningen i Frankrike hadde komplementær forsikring i 2002.

Supplerende

Supplerende private helseforsikringer dekker vanligvis samme tjenester som statlige helseforsikringer og gir derfor dobbel dekning. Siden tilbyderne av PBF i Norge krever at forsikringstakeren er medlem av folketrygden, faller behandlingsforsikringene som tilbys på det norske markedet inn under denne kategorien. Hovedformålet med denne typen helseforsikring er å øke for-

¹⁶ Kilde: <http://covertheuninsured.org> [23.03.2010]

¹⁷ Utvalgte grupper er eksempelvis familier med årlig inntekt over en fastsatt terskelverdi i Nederland og selvstendig næringsdrivende personer i Belgia (Thomson og Mossialos, 2004).

brukernes valg av behandlingsleverandører, og slik kunne gi pasienten tilgang til raskere behandling. Denne typen helseforsikring tilbys i alle vesteuropeiske land, og er hovedfunksjonen til privat helseforsikring i Australia, Irland, New Zealand, Finland, Hellas, Portugal, Spania, Sverige, Storbritannia og Norge. Australia og Irland utgjør de største markedene for supplerende privat helseforsikring. Om lag halvparten av befolkningen i begge land har privat helseforsikring. Australske myndigheter gir betydelige subsidier til privat helseforsikring (OECD, 2004).

5.2 Behandlingsforsikring

Formålet med en PBF er å sikre forsikringstakeren rask tilgang til behandling og dekke behandlingsutgiftene. Forsikringen trår i kraft når forsikringstakeren har mottatt en henvisning til undersøkelse eller behandling hos spesialist fra allmennlege. Forsikringsselskapet vil da finne frem til aktuelle private sykehus¹⁸ eller spesialister i Norge eller utlandet, avtale tidspunkt for behandling og dekke alle utgifter i forbindelse med behandling innen en spesifisert tidsfrist. Fristen er angitt i forsikringskontrakten, og varierer avhengig av avtaletype. Fristene som tilbys på det norske markedet varierer fra 10 til 28 dager.

PBF dekker som regel dagkirurgi, spesialistkonsultasjon, operasjon og behandling. De vanlige unntakene i forsikringer av denne typen er behandling for psykiske lidelser, tannpleie, behandling som ikke er medisinsk nødvendig (eksempelvis kosmetisk kirurgi), rusmisbruk og alternative behandlingsformer. Forsikringene har ingen egenandel og forsikringssum er som oftest ubegrenset. For en grundigere redegjørelse over avtalene de ulike selskapene tilbyr henvises til avsnitt 5.6 samt Appendiks A.

5.2.1 Hvordan fungerer en behandlingsforsikring?

Forsikringen kan brukes etter at pasienten har mottatt henvisning til spesialisthelsetjenesten fra allmennlege. Anta at legen skriver ut en rekvisisjon til røntgen pga. en vond skulder. Ventetiden på dette kan gjerne være et par måneder. Med PBF kan en kontakte forsikringsselskapet, som vil sørge for konsultasjon innen behandlingsfristen - eventuelt vurderingsfristen dersom selskapet har en egen kortere frist for garantert vurdering, noe bl.a. Vertikal Helseassistanse AS (heretter referert til som Vertikal) har. Dersom røntgen viser at operasjon eller annen behandling er nødvendig har pasienten allerede fått et forsprang på andre pasienter, selv om han velger å la seg behandle ved et offentlig sykehus. Er ventetiden på behandling i offentlig helsevesen uønsket

¹⁸ Unntaket her er Vertikal Helseassistanse AS, som fortrinnsvis benytter seg av ledig kapasitet i offentlig sektor.

lang, kan pasienten igjen benytte forsikringen for å få raskere behandling ved private sykehus. Forsikringsselskapet dekker reise og opphold, i visse tilfeller også for ledsager.

5.3 Kritisk sykdomsforsikring

En kritisk sykdomsforsikring sikrer forsikringstakeren en kontantutbetaling ved diagnostisering av en rekke alvorlige sykdommer, for eksempel kreft. Engangsbeløpet som utbetales kan disponeres fritt, og formålet er at forsikringstakeren skal slippe økonomiske bekymringer i en vanskelig periode. (FNO, 2010a; Pedersen, 2007). Kritisk sykdomsforsikring er ikke fokus i denne oppgaven, og vil ikke omtales videre.

5.4 Individuelle avtaler

I individuelle forsikringsavtaler dekker individet forsikringspremien selv. Siden forsikringspremien ikke varierer med inntekt vil PBF koste proporsjonalt mer for personer med lav inntekt enn for høytlønnende. Den finansielle byrden av PBF er altså regressivt fordelt (Thomson og Mosialos, 2004). Prisen på forsikring vil også kunne variere etter andre personkarakteristika som alder og helsetilstand. Dette redegjøres nærmere for i avsnitt 5.6.

5.5 Kollektive avtaler

Kollektive avtaler er avtaler som inngås på vegne av en gruppe, definert som beboere innenfor et avgrenset geografisk område eller (utvalgte) ansatte i et firma. Arbeidsgivere som kjøper PBF for sine ansatte og kommuner som kjøper PBF for kommunens innbyggere inngår en kollektiv forsikringsavtale. Forsikringsselskapene selger PBF til bedriftsmarkedet ved å lokke med redusert sykefravær, lavere kostnader ved sykdom og sikring av nøkkelpersonell. Formålet kan også være å tilby attraktive ansettelsesbetingelser for å tiltrekke seg ønsket arbeidskraft. Kollektive avtaler betalt av arbeidsgiver dominerer på det norske markedet.

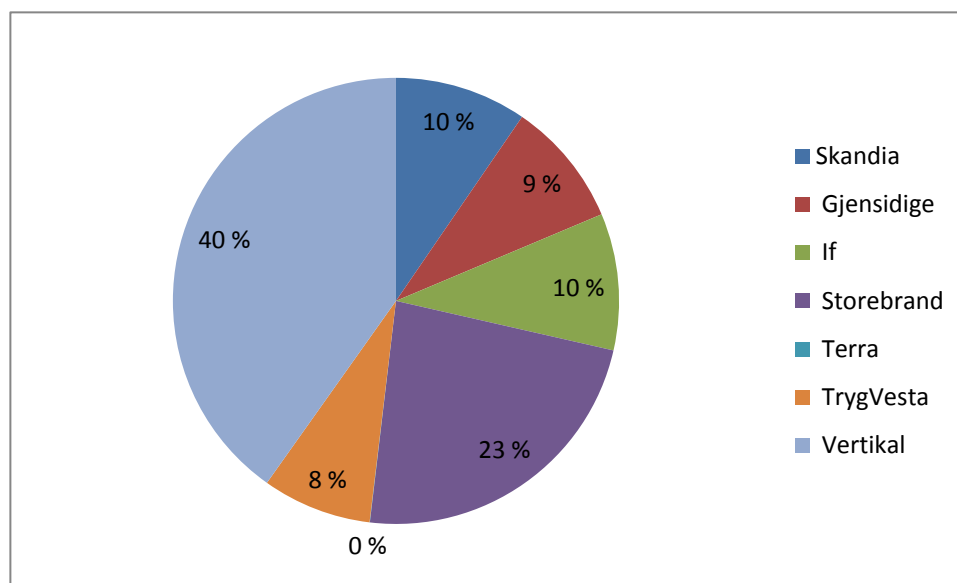
5.6 Det norske markedet for privat behandlingforsikring

I dette delkapitlet redegjøres det for det norske markedet for privat behandlingforsikring. Avsnitt 5.6.1 gir informasjon om markedsaktører, - størrelse og – andeler. Avsnitt 5.6.2 omhandler forhold knyttet til prisen på behandlingforsikring, mens avsnitt 5.6.3 redegjør for vilkårene som gjelder for denne typen forsikring. Avslutningsvis i avsnitt 5.6.4 omtales kort omfanget i bruk av privat behandlingforsikring.

5.6.1 Markedsaktører, -størrelse og -andeler

Det er i dag 6 aktører i markedet for individuell behandlingsforsikring: Gjensidige, Skandia Norge, Storebrand, Terra, TrygVesta og Vertikal. I markedet for kollektiv behandlingsforsikring er det også 6 aktører: If, Gjensidige, Skandia Norge, Storebrand, TrygVesta og Vertikal (FNO, 2010b).¹⁹ Figur 5.1 gir en oversikt over markedsandelen de ulike selskapene har. Vi ser at de største aktørene i markedet sett under ett er Vertikal og Storebrand, som samlet har en markedsandel på 63 prosent. De andre selskapene har betydelig mindre markedsandeler, men kaprer stadig markedsandeler fra de større aktørene.

Figur 5.1: Markedet for behandlingsforsikringer per 31.12.2009²⁰



Salget av private helseforsikringer startet i 1998 (Pedersen, 2007). De fleste tilbyderne er medlem av Finansnærings Fellesorganisasjon (FNO), og har siden 2003 rapportert inn salgstall til FNO. Vertikal er ikke medlem av FNO. I begynnelsen hadde markedet beskjeden vekst, men siden 2003 har markedet vært preget av sterk vekst.

Per 31.12.2009 hadde 193 286 personer PBF i Norge. Disse fordeler seg på kollektive og individuelle avtaler hos de ulike selskapene som vist i Tabell 5.1. Tabellen viser også markedstall for 2008 og 2007, og som vi ser i nederste rad har veksten i markedet avtatt det siste året. Mens antall avtaler økte med 27,2 prosent fra 2007 til 2008, var veksten fra 2008 til 2009 nesten halvert til 15,7 prosent. Reduksjonen skyldes nedgang i omsetningen av kollektive avtaler.

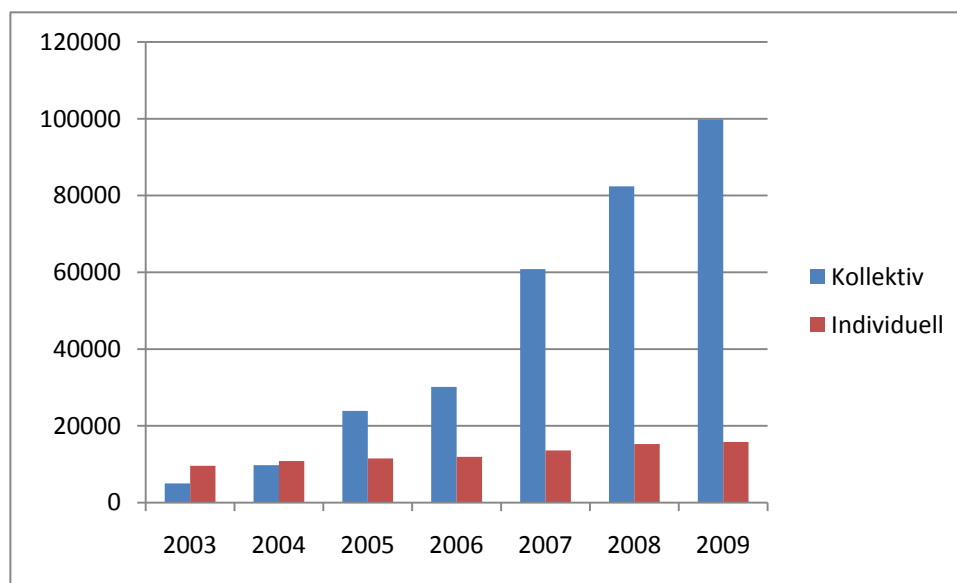
¹⁹ Tilbyderne av privat behandlingsforsikring refereres i denne oppgaven til som forsikringsselskap. I bruken av begrepet inkluderer jeg også Vertikal Helseassistanse AS, selv om de presiserer at de er en medisinsk kompetansebedrift, som formidler og administrerer behandlingsforsikring på vegne av Lloyds of London.

²⁰ Kilde: Tall hentet fra FNO og Vertikal Helseassistanse AS per 31.12. 2009.

Tabell 5.1: Antall behandlingsforsikringer 2007-2009²¹

Forsikrings- selskap	Kollektive avtaler antall forsikrede			Individuelle avtaler antall forsikrede			Totalt antall forsikrede		
	2009	2008	2007	2009	2008	2007	2009	2008	2007
Skandia Norge	17765	22857	18492	719	552	519	18484	23409	19011
Gjensidige	16187	5849	3507	1391	972	660	17578	6821	4167
If NUF	19150	12013	16584	0	0	0	19150	12013	16584
Storebrand	32345	31378	20403	12699	12943	12412	45044	44321	32815
Terra	0	0	0	45	21	0	45	21	0
TrygVesta	14378	10299	1833	949	777	25	15327	11076	1858
Vertikal	68517	60521	46476	9141	8932	10471	77658	69453	56947
Totalt	168342	142917	107295	24944	24197	24087	193286	167114	131382
<i>Prosentvis endring fra året før</i>	17,8	33,2		3,1	0,5		15,7	27,2	

Vi ser forskjeller i utviklingen i markedet for individuelle og kollektive avtaler. Kollektive avtaler dominerer i dag markedet for PBF. Dette fremgår klart i Figur 5.2, som viser omfanget av individuelle og kollektive avtaler fra 2003 til 2009. Antall avtaler vises på venstre akse. Tallene er hentet fra FNO (2010b) og inkluderer ikke Vertikal, men dette selskapet har en lignende forholdsvis fordeling av kollektive og individuelle avtaler som markedet sett under ett.

Figur 5.2: Antall behandlingsforsikringer 2003-2009, kollektive og individuelle avtaler²²

²¹ Kilde: FNO og Vertikal Helseassistanse AS. Tall per 31.12.2009.

²² Kilde: FNO. Alle tall er per 31.12 hvert år.

Vi ser klart at mens antall kollektive forsikringer har økt kraftig i løpet av disse seks årene, har veksten i antall individuelle forsikringer vært beskjeden. 87 prosent av personene med PBF er dekket av en kollektiv avtale.²³ Økning av antall aktører i markedet er også et tegn på at bransjen anser dette som et marked med voksende etterspørsel. Det kan også være skyldes at kunder ofte ønsker å samle alle forsikringer (og banktjenester) hos ett selskap.

Flere land med universell helseforsikring har større utbredelse av PBF enn Norge, noe en må se i sammenheng med at markedet her til lands er relativt ungt. Vi ser nå en politisk utvikling der en åpner opp for private aktører i helsesektoren i større grad enn tidligere. I Soria Moria-erklæringen²⁴ fra 2005 het det at: *”Regjeringen vil at omfang av avtaler mellom regionale helseforetak og private kommersielle sykehus må begrenses.”* Denne formuleringen er fjernet fra Soria Moria II-erklæringen²⁵ fra 2009. I stedet heter det i regjeringens politiske plattform (Soria Moria II) at *”for å sikre et godt helsetilbud til alle må vi ha en sterk offentlig helsetjeneste der sykehusene i det vesentlige er eid og drevet av det offentlige, med private virksomheter og avtalespesialister som nyttige samarbeidspartnere.”*

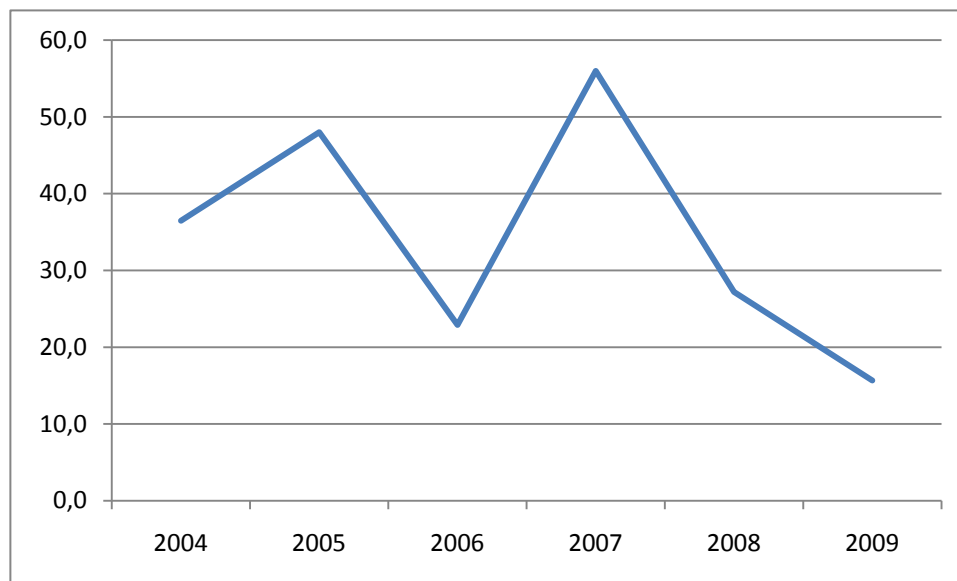
Figur 5.3 viser veksten i antall private behandlingsforsikringer i perioden 2003-2009. Den sterke veksten som observeres i 2004 og 2005 kan ses i sammenheng med Bondevik-regjeringens innføring av skattefritak for arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring i 2003 (jf. avsnitt 6.1). Fra 2005 til 2006 falt veksten fra 48 til 22,9 prosent. Alle tall er per 31.12, så også dette kan en muligens se i sammenheng med at Stoltenberg I-regjeringen f.o.m. 1. januar 2006 fjernet skattefritaket på denne typen forsikringer. Dette kan likevel ikke være hele forklaringen, ettersom antall forsikrede økte med hele 56 prosent fra 2006 til 2007. Forfatterne bak Manifest-rapporten (2009) peker på at innføringen av obligatorisk tjenstepensjon for alle norske bedrifter i 2006 førte til at mange bedrifter kjøpte ”pakketilbud” fra forsikringsselskapene der også PBF var inkludert. De har imidlertid ikke undersøkt denne sammenhengen. Den svakere veksten som observeres etter 2007 kan muligens ses i sammenheng med finanskrisen, og usikkerheten i kjølvannet av denne.

²³ Kilde: FNO og Vertikal Helseassistanse AS. Tall per 31.12.2009.

²⁴ Denne erklæringen utgjorde den politiske plattformen for flertallsregjeringen med Arbeiderpartiet (Ap), Sosialistisk Venstreparti (SV) og Senterpartiet (Sp) som ble dannet i 2005. Tilgjengelig på: http://www.regjeringen.no/upload/SMK/Vedlegg/2005/regjeringsplattform_SoriaMoria.pdf [04.05.2010]

²⁵ Da Ap, SV og Sp fortsatte regjeringssamarbeidet etter valget i september 2009 lanserte de Soria Moria II-erklæringen som deres nye politiske plattform for de kommende fire årene. Tilgjengelig på: http://www.regjeringen.no/upload/SMK/Vedlegg/2009/Ny_politisk_plattform_2009-2013.pdf [04.05.2010]

Figur 5.3: Vekst i antall private behandlingsforsikringer 2003-2009, prosentvis endring fra foregående år²⁶



5.6.2 Forsikringspremie

Gjennomsnittlig premie for PBF var i 2003 i underkant av 3500 kroner (Aarbu, 2008), mens prisene i dag ligger rundt 2000 kroner.²⁷ Prisreduksjonen må ses i sammenheng med en stadig mer intens konkurranse om bedriftskundene, noe som har resultert i lavere forsikringspremier. Bedrifter har større kjøpermakt enn enkeltindivider og kan dermed oppnå forsikringsavtaler med bedre pris og vilkår. Når grupper av individer samles om kollektive avtaler innebærer det også en pooling av risiko, og forsikringsselskapet kan tilby en samfunnsbasert premie²⁸ der de kan ta mindre mark-up for å sikre seg mot ugunstig utvalg (Besley et al., 1999).

Aarbu (2008) poengterer at en vil forvente at premien på sikt vil finne sitt likevektsnivå. På lang sikt vil premien tilsvare forventede skadekostnader pluss en mark-up. Markedet i Norge er ungt, og det er *"grunn til å tro at aktørene setter prisen etter noe begrenset informasjon om skadekostnadene og med et sterkt blikk på hva konkurrentene gjør"* (Aarbu, 2008). Seim et al. (2007) forventer at prisen på forsikringene i økende grad vil differensieres, slik at bedriftene betaler en pris som i større grad avspeiler forventede kostnader ved forsikringen. Etter hvert som PBF blir mer kjent, og arbeidstakere blir mer bevisst på å ta forsikringen i bruk, vil en forvente å se en oppgang i bruk av forsikringen. Økte ventetider i offentlig helsevesen forventes også å medvirke

²⁶ Kilde: FNO og Vertikal Helseassistanse AS.

²⁷ Basert på prisinformasjonen innhentet i forbindelse med denne oppgaven er gjennomsnittlig årlig premie for en individuell avtale i underkant av 2100 kroner for en 30-åring og rundt 5700 kroner for en 60-åring. Gjennomsnittlig årlig premie for kollektiv PBF er i underkant av 2000 kroner. Det observeres betydelig variasjon fra selskap til selskap (jf. Appendiks A).

²⁸ Samfunnsbaserte premier (community rating) vil si at alle innbyggere i et gitt geografisk område eller ansatte i samme firma betaler samme premie, uavhengig av alder og helsetilstand (Folland et al., 2007).

til økt bruk. Det kan tenkes at premien på sikt vil måtte korrigeres når forsikringsselskapene får god kjennskap til de faktiske forventede skadeutbetalingene. Disse forventningene samsvarer med observert utvikling på det danske markedet for PBF, som er mer utviklet og har nådd et større omfang, enn det norske markedet. Kjellberg et al. (2010) skriver at skadeutbetalingene har økt, og at det forventes at premiene øker, eventuelt også at det innføres økt risikodeling i form av egenandeler.

De fleste aktørene i markedet formidler behandling hos private aktører, og garanterer forsikringstakeren behandling i den private helsetjenesten innen en gitt tidsfrist, senest i løpet av 28 dager etter at henvisning fra allmennlege er mottatt. Vertikal er imidlertid et unntak: Deres forsikringstilbud utnytter nemlig ordningen med fritt sykehusvalg. De søker fortrinnsvis å finne en behandlingsplass til forsikringstakeren i det offentlige helsevesenet ved å lete opp ledig kapasitet. Lykkes de med dette innen tidsfristen har forsikringsselskapet kun administrative kostnader forbundet med å sikre kunden behandling. Vertikal fungerer slik også som en veileder i offentlige pasientrettigheter. Kun dersom de ikke lykkes med å finne plass i det offentlige helsevesenet innen tidsfristen vil Vertikal formidle behandling hos private aktører. Hvor mye ledig kapasitet det er i offentlig helsevesen avgjør hvor sannsynlig det er at Vertikal må benytte seg av private tilbydere. Forsikringspremiene Vertikal tilbyr avhenger derfor av behandlingsfristen. Kunden kan velge mellom en behandlingsgaranti på 10, 20 eller 28 dager. Sistnevnte er billigst da lenger tid øker sannsynligheten for å finne en ledig behandlingsplass i det offentlige systemet. Implikasjonene av denne praksisen er at forsikringsselskapet har lavere risiko, og har derfor høyere toleranse for problemer knyttet til ugunstig utvalg og atferdsrisiko (Aarbu, 2007, 2009). Vertikal tilbyr lik premie uavhengig av alder, kjønn og livsstil, og krever heller ikke helseattest før forsikringsavtalen inngås.

5.6.3 Forsikringsvilkår

Produktene som tilbys er differensierte. I Appendix A gis en oversikt over selskapene som tilbyr PBF på det norske markedet. De fleste selskap tilbyr flere ulike typer avtaler, med ulike vilkår, priser og dekningsgrad. Avtalene som presenteres her er valgt mtp. å gi et likest mulig sammenligningsgrunnlag. Som eksempel på kostnaden ved en individuell forsikring oppgis årlig premie i norske kroner for en frisk person som ikke røyker på hhv. 30 år og 60 år. For kollektive forsikringer oppgis årlig premie per arbeidstaker i norske kroner. Dette må anses som omtrentlige tall, da premien forhandles mellom hver enkelt bedrift og forsikringsselskapet. Noen selskap har samme premie for alle ansatte i bedriften, mens andre har aldersavhengig premie. Premier oppgitt er for en arbeidstaker i en mellomstor bedrift.

Av forhold som påvirker premien har jeg valgt å oppgi alder og røyking, da dette er kriterier de ulike selskapene ofte sammenligner og konkurrerer med hverandre på. Vertikal er det eneste selskapet som ikke differensierer pris etter verken alder eller røyking, mens alle andre selskap differensierer pris på individuelle avtaler etter alder. Røyking er en faktor som er kommet inn i premieberegningen i de senere år, og ikke alle selskapene tar denne faktoren med i premieberegningen. Med unntak av Vertikal oppgir alle andre selskap at også andre forhold kan påvirke premien. Opplysninger som fremkommer i helseerklæringen som kan gi påslag på pris eller avslag på forsikring kan være overvekt, diabetes og astma. Skandia opplyser²⁹ at slike opplysninger kan gi økning i premie i fht. en frisk person på opptil 50 prosent. Av andre forhold som kan påvirke premien på kollektiv forsikring nevnes m.a. skadeutviklingen, bransjen bedriften er i og sykefraværshistorikk. Vertikal er det eneste selskapet som ikke krever helseerklæring ved individuell avtale. For kollektive avtaler er det ikke vanlig å kreve helseerklæring dersom bedriften har over et visst antall ansatte. Forsikringssummen er begrenset oppad hos Terra, TrygVesta og Vertikal, mens de andre selskapene har ubegrenset forsikringssum.

Konkurransen om kundene er stor, og selskapene oppgir å følge nøye med på hva konkurrentene foretar seg. Prisene på både kollektive og individuelle avtaler varierer en god del, mens det kun er mindre variasjoner i hvilke typer behandling som er inkludert i forsikringen mellom de ulike selskapene. Alle forsikringsavtalene vist til i Appendiks A dekker undersøkelse, behandling, operasjon og dagkirurgi. Unntaket er Terra sin operasjonsforsikring, som kun dekker operasjon. Terras forsikring er en operasjonsforsikring og er derfor lite sammenlignbar med de andre behandlingforsikringene. Jeg har likevel valgt å ta den med siden den rapporteres som en behandlingforsikring til FNO. Terra opplyser at de har meget lite fokus på dette produktet, og at de mest sannsynlig vil stoppe nysalget av operasjonsforsikring i løpet av våren 2010.³⁰ De har heller ikke hatt noen skadesaker knyttet til de 41 operasjonsforsikringene de har i porteføljen.

Ingen av selskapene dekker organtransplantasjon. Storebrand gjorde dette inntil nylig, men valgte å ta dette bort da det i følge selskapet skapte en del misforståelser. Andre selskap oppgir at de ikke dekker organtransplantasjon nettopp fordi det er begrenset tilgang på organer, og de vil ikke love noe de ikke kan holde. For de selskapene som dekker fysioterapi og psykolog er det vanlig å ha en begrensning i avtalen på antall behandlinger som dekkes av forsikringen. TrygVesta er det eneste selskapet som dekker tannbehandling (som følge av sykdom) og rusavvenning.

²⁹ Kilde: Telefonsamtale med selskapet 23.02.2010.

³⁰ Kilde: E-post mottatt 25.02.2010 fra Joar Egner, direktør personforsikring i Terra Forsikring. Per 18.05.2010 er forsikringen fortsatt i salg på Terra Forsikring sine nettsider.

Tilbud av ulike behandlingsforsikringer med ulik dekningsgrad kan være en måte å behandle problemer knyttet til informasjonsskjevhet på, da individer ved å velge optimal kontrakt vil selvselektere seg i ulike risikogrupper. Det er likevel ikke gitt at individet som velger den mest omfattende forsikringsavtalen har høyest risiko for sykdom; kanskje har individet bare høy risikoaversjon. Folk har ulikt behov for forsikring og ulik betalingsvillighet. Muligheten for å velge mellom flere kontrakter er en måte å etterkomme etterspørselen på.

5.6.4 Bruk av privat behandlingsforsikring

Ikke alle som har PBF bruker forsikringen selv om de får behov for behandling i spesialisthelsetjenesten. Dette finnes det ingen komplett oversikt over, men ved å se på informasjon fra den største markedsaktøren, Vertikal, kan vi få et bilde av omfanget av faktisk bruk av PBF i Norge. I løpet av 2008 behandlet Vertikal 5464 pasientsaker (Vertikal, 2009). Som andel av antall forsikrede hos Vertikal på samme tidspunkt vil det si at 7,9 prosent brukte forsikringen sin. Majoriteten av sakene var relatert til muskel- og skjelettsykdommer (ortopedi og rygg). Også TrygVesta skriver i en e-post³¹ at fysioterapeut og kiropraktor står for den største delen av forsikringskravene. Gjennomsnittlig ventetid på landsbasis for utredning (nevrokirurgisk undersøkelse) på muskel- og skjelettsykdommer er for tiden 16 uker.³² En rapport fra Helsedirektoratet (2009) slår fast at det er denne pasientgruppen som står for flest antall opphold på private sykehus i perioden 2002-2008.

Askildsen et al. (2006) analyserer effekten på sykefravær og ventetid av at to norske kommuner, Eidskog og Trysil, i hhv. 2001 og 2003 kjøpte en behandlingsgaranti for sine innbyggere. Begge kommuner tegnet en treårig kollektiv forsikring hos Vertikal, og intensjonen var at det skulle redusere sykefraværet og den gjennomsnittlige ventetiden for behandling for kommunenes innbyggere. I studien sammenligner Askildsen et al. (ibid.) utviklingen i Eidskog og Trysil med fire nabokommuner i samme sykehusområde, og finner at forsikringsavtalen ikke hadde noen effekt verken på sykefravær eller ventetid. Resultatet må imidlertid tolkes med det forbehold at forfatterne ikke har kontrollert for at bruk av behandlingsgarantien kan ha frigjort offentlig kapasitet, og slik bidratt til at innbyggerne i de fire nabokommunene fikk raskere behandling. Det er derfor en viss risiko for at effekten av behandlingsgarantien er undervurdert i studien.

³¹ Kilde: E-post mottatt 23.02.2010 fra Kirsten Syljeset, Key Account Manager i TrygVesta.

³² Kilde: Søk på frittsykehusvalg.no 28.05.2010.

5.7 Privat helseforsikring i andre utvalgte land

Veksten vi har observert de siste årene i markedet for privat behandlingsforsikring er ikke noe særnorsk fenomen. Også andre land vi gjerne sammenligner oss med har observert en sterk vekst i dette markedet de seneste årene. I avsnitt 5.7.1 redegjøres kort for omfanget av privat behandlingsforsikring i Danmark og Sverige. I avsnitt 5.7.2 ses det nærmere på markedet for privat helseforsikring i andre utvalgte OECD-land.³³

5.7.1 Danmark og Sverige

Utviklingen i markedet for PBF i Norge kan sies å være del av en nordisk trend. I Sverige har en gått fra rundt 100 000 avtaler i 2000 til 400 000 i 2008. Ca 80 prosent av disse er betalt av arbeidsgiver (Aarbu, 2008). I Sverige spiller privat helseforsikring i hovedsak en supplerende rolle, som i Norge.

I Danmark har omfanget av private avtaler økt fra 50 000 i 2000 til drøye 983 000 i 2008. Behandlingsforsikringen er ofte inkludert i tariffavtaler og 91,5 prosent av de forsikrede får forsikringen betalt av arbeidsgiver (Forsikring & Pension, 2009). Den kraftige økningen i omfang tilskrives i stor grad myndighetenes innføring av skattefritak på arbeidsgiverbetalt PBF i 2002. I en rapport fra Dansk Sundhedsinstitut (Kjellberg et al., 2010) regnes det med at på sikt vil opp mot 80 prosent av den danske arbeidsstyrken være dekket av en PBF. Flere kommuner har også kjøpt forsikring for sine ansatte. For å få skattefritak for forsikringen er det et krav at arbeidsgiver kjøper PBF til alle ansatte i foretaket. Det påpekes likevel i rapporten (ibid.) at utbredelsen av arbeidsgiverbetalt forsikring har en ”sosial slagside”. Andelen med forsikring er stigende i utdanningsnivå og inntekt. Dessuten er personer utenfor arbeidsmarkedet – pensjonister, arbeidsledige og uføretrygdede - ikke omfattet av en PBF. I Danmark diskuteres det om skattefritaket er i strid med Sundhedslovens mål om lik tilgang til behandling for likt behov. Det er verdt å merke seg at behandlingsforsikring i Danmark i tillegg til å være supplerende også spiller en komplementær rolle. Det er derfor naturlig at omfanget er større.

5.7.2 Andre OECD-land

OECD-landene har valgt tre ulike tilnæringer for å sikre befolkningen tilgang til helsetjenester. En første gruppe land har universell – eller tilnærmet universell – offentlig helseforsikring. Dette gjelder eksempelvis de nordiske landene, middelhavslandene og østeuropeiske land, samt

³³ Jeg bruker ordet helseforsikring i omtalen av det private helseforsikringsmarkedet i andre OECD-land, ettersom forsikringene, som tidligere påpekt, kan innebære utbetaling både i form av behandling og i form av penger.

Canada, Australia, New Zealand, Korea og Japan. En annen gruppe land tilbyr offentlig helseforsikring kun til utvalgte grupper av befolkningen, mens andre grupper må sikre seg tilgang til helsetjenester gjennom privat helseforsikring. Nederland, Tyskland og USA faller inn under denne kategorien. Sveits har valgt en tredje tilnærming og innført obligatorisk privat helseforsikring (jfr. avsnitt 5.1) for å sikre universell helseforsikring. Blant OECD-landene er det kun USA, Mexico og Tyrkia som ikke har universell helseforsikring (OECD, 2004).

Ser en på alle OECD-land under ett utgjør privat helseforsikring kun en marginal andel av totale helseutgifter. I noen få land er privat helseforsikring grunnpilaren i finansiering av helsetjenester for store deler av befolkningen, som enten ikke kvalifiserer til eller frivillig velger bort den offentlige ordningen. USA er ett av disse landene (jfr. avsnitt 5.1) og også i Tyskland og Nederland har spesifikke grupper av befolkningen, som utgjør hhv. 28 og 9 prosent, privat helseforsikring som sin primære helseforsikring. Australia, Irland, New Zealand og Storbritannia har betydelig størrelse på markedene for privat helseforsikring, selv om de også har en universell offentlig forsikringsordning. I Australia og Irland har nærmere halvparten av innbyggerne privat helseforsikring (OECD, 2004).

Flere OECD-land opplever vekst i markedene for privat helseforsikring, og den omfattende rapporten om dette fra OECD (2004) antyder at konsumentenes krav om mer og raskere behandling, samt hvor fornøyd de er med det offentlige helsevesenet, er faktorer som påvirker etterspørselen. Videre nevnes det i rapporten at utviklingen i markedene for privat helseforsikring ikke synes å være korrelert med den økonomiske utviklingen. Dette er interessant siden nedgangen i veksten i det norske markedet fra 2008 til 2009 (jf. avsnitt 5.6.1) er naturlig å se i sammenheng med finanskrisen.

5.7.3 Bruk av privat helseforsikring

I Norge føres det ingen offisiell statistikk over hvor mange som faktisk benytter seg av en privat behandlingsforsikring. Det argumenteres gjerne med at PBF kan bidra til å redusere ventelister i offentlig sektor, men dette finnes det foreløpig ingen forskning på med norske data. Det er derfor interessant å se på hvilke konsekvenser privat helseforsikring har på offentlige ventelister i land med mer modne markeder for privat helseforsikring. Irland og Australia har de største markedene for supplerende privat helseforsikring, og det vises derfor kort til effektene privat helseforsikring har hatt på ventetid i offentlig sektor i disse to landene, samt for OECD-landene generelt og Danmark spesielt. Informasjonen fra Danmark er hentet fra Kjellberg et al. (2010) mens den øvrige redegjørelsen bygger på rapporten fra OECD (2004) med mindre annet er oppgitt.

Hvorvidt privat helseforsikring påvirker ventetiden i offentlig sektor avhenger av om behandlingen foretas i privat eller offentlig sektor. I Australia har utbredelsen av privat helseforsikring resultert i en stor privat sykehussektor, og en har observert et skift i etterspørselen fra behandling i offentlig sektor til behandling ved private sykehus. I Irland skjer mesteparten av behandlingen ved offentlige sykehus selv om en benytter seg av en privat helseforsikring, og ventetid på behandling for de uten privat helseforsikring er lengre i Irland enn i Australia. Økt bruk av privat tilbudte helsetjenester har likevel ikke, i noen av de to landene, gitt en tilsvarende reduksjon i bruk av offentlige helsetjenester.

Dersom myndighetene tillater at offentlige tilbydere av helsetjenester behandler både private og offentlige pasienter, og disse pasientgruppene gir ulik inntjening, vil det kunne påvirke lengden på ventelistene i offentlig sektor. Hvis helsepersonell kan jobbe simultant i offentlig og privat sektor, og sistnevnte gir høyest lønn, vil det kunne redusere kvantiteten og kvaliteten på tiden helsepersonell jobber i offentlig sektor. Ser vi på OECD-landene under ett har supplerende privat helseforsikring økt forsikringstakernes tilgang til tidkrevende behandling, men har ikke nødvendigvis redusert ventetiden for de uten privat helseforsikring. Et sentralt funn i rapporten er at privat helseforsikring sin evne til å frigjøre kapasitet i offentlig sektor begrenses av at tegning av privat forsikring øker total etterspørsel etter helsetjenester. Spørsmålet er om dette skyldes en latent etterspørsel eller unødvendig overforbruk av helsetjenester.

Rapporten slår fast at et marked for supplerende privat helseforsikring i liten grad har bidratt til å skifte kostnader fra offentlig til privat sektor, og nevner tre hovedårsaker til at dette ikke observeres. For det første er miksen av behandling ulik i offentlig og privat sektor, selv om den private helseforsikringen gir dobbel dekning. Privat sektor har en konsentrasjon av elektive behandlinger i sitt tilbud, mens det offentlige helsevesenet i hovedsak står for de mer kostnadskrevende behandlingene, som komplekse diagnoser og akutt behandling. For det andre fortsetter individer å benytte seg av det offentlige helsetjenestetilbudet, selv om de har privat helseforsikring. For det tredje vil betydelige offentlige subsidier til markedet for privat helseforsikring modifisere effekten av kostnadsskift fra offentlig til privat sektor.

Kjellberg et al. (2010) skriver at privat behandlingsforsikring i Danmark har bidratt til en generelt økt aktivitet i helsevesenet, og at denne aktiviteten kommer i tillegg til offentlig aktivitet. De finner ingen tegn på at økt omfang av PBF i Danmark har avlastet offentlig helsevesen eller påvirket ventetiden på behandling. De refererer også til danske data som viser at sykefraværet er

likt for ansatte med og uten privat forsikring. At PBF ikke har noen effekt på sykefravær korresponderer med funnene til Askildsen et al. (2006).

OECD-rapporten konkluderer med at myndighetenes regulering av markedet for privat helseforsikring er avgjørende for at markedet skal fungere som intendert. Også Thomson og Mossialos (2004) anbefaler at markeder for privat helseforsikring bør reguleres for å sikre alle tilgang til produktet. Omfanget av reguleringen vil avhenge av hvilken rolle privat helseforsikring spiller i det enkelte land. Videre konkluderer Thomson og Mossialos (ibid.) med at skattesubsidier på privat helseforsikring bør fjernes. OECD-rapporten påpeker at markeder for supplerende forsikring, som vi har i Norge, kun i liten grad vil kunne bidra til å redusere offentlige ventelister og offentlige utgifter til helsesektoren, og dessuten med stor sannsynlighet vil generere ulikheter i tilgang til helsetjenester i befolkningen. En av bidragsyterne til OECD-rapporten uttaler at uavhengig av hvilken rolle privat helseforsikring spiller, har det bidratt til å øke totale helseutgifter (The Economist, 2010).

6 Etterspørselen etter privat helseforsikring

”Ventetiden på nødvendige operasjoner i det offentlige helsevesenet kan være lang, og i enkelte tilfeller kan dette føre til at sykdom forverres. [...] Avtale om helseforsikring for ansatte, gjør at arbeidstakere som trenger en operasjon kommer raskere tilbake i jobb.” (FNO, 2010a.)

Mens individer etterspør helseforsikring grunnet usikkerhet knyttet til hvor fort de får behandling,³⁴ kan hovedmotivasjonen til bedrifter som kjøper denne typen behandling være å redusere sykefravær og kostnader ved sykdom. Dette indikerer at de underliggende faktorer som kan forklare etterspørselen etter kollektiv PBF kan være ulik de faktorer som driver etterspørselen etter individuell PBF (Besley et al., 1999; Aarbu, 2009).

6.1 Hva påvirker etterspørselen etter privat helseforsikring?

De fleste studier (Besley et al., 1999; Jofre-Bonet, 2000; OECD, 2004; Thomson og Mossialos, 2004) finner at den typiske innehaver av privat helseforsikring er en sysselsatt middelaldrende mann, med god inntekt og som er bosatt i urbane strøk. Data fra levekårsundersøkelsen i 2008 viser at personer med PBF i Norge kjennetegnes ved at de har god helse og har en inntekt over gjennomsnittet. Andelen som er sysselsatt, menn og bosatt i tettbygd strøk er også større i gruppen med PBF enn i gruppen uten PBF. I det følgende gjennomgås faktorer som i litteraturen er løftet frem som de mest sentrale driverne bak etterspørselen etter PBF.

Kvalitetsoppfatningen av privat versus offentlig helsetjenestetilbud

Usikkerhet knyttet til kvaliteten på det offentlige helsetilbudet er en av faktorene som driver etterspørselen etter PBF. Det er derfor nødvendig å forklare hva som ligger i begrepet kvalitet når vi snakker om helsetjenester. Kvalitet i denne forbindelse defineres vanligvis vidt; alle aspekter ved behandlingstilbudet som påvirker pasientens etterspørsel etter helsetjenester inkluderes gjerne (Askildsen og Brekke, 2001). Herunder faller ventetid, det medisinske personellet sin faglige kompetanse og standarden på det medisinske utstyret. Alle de ovennevnte faktorer er viktige kvalitetsaspekter som vil kunne påvirke selve utfallet av behandlingen. I kvalitetsbegrepet inkluderes også forhold som bedrer pasientens komfort. Disse forholdene går ofte under betegnelsen ”hotellgoder” og kan for eksempel omfatte om pasienten får privat rom eller må dele rom med andre pasienter, hvorvidt det er TV på rommet, hvor god maten er etc. Slike hotellgoder er kvalitetsaspekter som er relativt lett observerbare, og pasienten kan derfor enkelt observe-

³⁴ Privat behandlingforsikring fjerner usikkerhet knyttet til hvor lenge en må vente på behandling, men kvaliteten på behandlingen vil fortsatt være usikker.

re disse sidene ved behandlingstilbudet. Den andre typen kvalitet, som omfatter rent medisinsk-faglige kvalitetsaspekter, er derimot vanskeligere for pasienten å observere.

Ventelister i det offentlige helsevesenet

Som nevnt i forrige avsnitt kan det virke som om usikkerhet knyttet til kvaliteten på det offentlige tilbudet av helsetjenester er med på å drive etterspørselen etter PBF. En vil da forvente at en økning i ventetid på offentlig tilbudt behandling vil gi utslag i økt etterspørsel etter PBF. Ventetid representerer ikke kun en kostnad i form av tid, men har også en potensiell helsekostnad. Lengre ventetid gir høyere sannsynlighet for at helsen påvirkes negativt, og dermed lavere sannsynlighet for full rekonvalesens etter behandling. Det virker rimelig at veksten i markedet for PBF har en sammenheng med ventetid på behandling i offentlig helsevesen. Behandlingsgarantien som gis ville ikke vært attraktiv dersom den ikke var lavere enn ventetiden i offentlig helsevesen.

Aarbu (2007, 2008, 2009³⁵) søker å identifisere faktorer som driver etterspørselen etter PBF ved å analysere data fra en internettbasert spørreundersøkelse foretatt i Norge i 2004 med 1800 respondenter i alderen 30-55 år. Han finner at offentlige ventelister har en statistisk signifikant effekt på etterspørselen etter individuell PBF, mens etterspørselen etter arbeidsgiverbetalt forsikring ikke med sikkerhet kan sies å være påvirket av lengden på offentlige ventelister. Etterspørselen etter kollektiv forsikring er antakelig mindre sensitiv for lengden på ventelister enn etterspørselen etter individuell forsikring. Markedet for PBF har vokst betydelig siden dataene Aarbu studerer ble innhentet i 2004, så funnene må tolkes med dette forbehold.

Jofre-Bonet (2000) analyserer effekten ventetid har på etterspørsel etter privat helseforsikring i Spania. Hans utgangspunkt er at individene maksimerer forventet nytte, og at utfallet av denne maksimeringen bestemmer hvorvidt individet kjøper privat helseforsikring eller ikke. Ventetid i offentlig helsevesen tolkes i Jofre-Bonet (ibid.) som et kvalitetstrekk som antas å påvirke individets avgjørelse om kjøp av privat helseforsikring. Helsevesenet i Spania er i store trekk sammenlignbart med norsk helsevesen. Det er et utbredt offentlig tilbud som i hovedsak er skattefinansiert. 98 prosent av Spanias befolkning har tilgang til det offentlige tilbudet av helsetjenester (ibid.). Studien viser en svak indikasjon på at økt ventetid øker sannsynligheten for å kjøpe privat helseforsikring. Lavere kvalitet i offentlig sektor gir altså et skift der konsumenter går fra offentlig til privat sektor. Leser en dette inverst medfører det at igangsetting av tiltak for å redusere ventetiden, uten samtidig å gi insentiver til å kjøpe privat helseforsikring, vil gi et negativt

³⁵ Det er de samme data som er bakgrunn for alle disse tre artiklene.

skift der forbrukerne sier opp sine private forsikringskontrakter og går over til offentlig sektor. Dette kan ses på som en fortrenningseffekt (crowding out). Jofre-Bonet (ibid.) konkluderer derfor med at dersom en skal forbedre kvaliteten i den offentlige helsetjenesten, må en samtidig gi incentiver til at individene som allerede har privat helseforsikring står ved sine kontrakter, hvis ikke vil paradoksalt nok tiltak for å redusere ventetiden kunne resultere i at ventelistene i offentlig helsevesen blir lengre.

Besley et al. (1999) undersøker om lengden på ventelistene i offentlig helsevesen i Storbritannia påvirker etterspørselen etter privat helseforsikring. Storbritannia har universell offentlig helseforsikring og alle innbyggerne har tilgang til det offentlige helsevesenet (NHS). Studien på britiske data finner at lengden på langsiktige ventelister³⁶ påvirker etterspørselen etter privat helseforsikring. Mens ventetid finnes å påvirke individuelle forsikringsbeslutninger, finner en ikke samme effekt på etterspørselen etter kollektive avtaler. Dette funnet korresponderer med funnene til Aarbu (2007, 2008, 2009).

Innføringen av fritt sykehusvalg i 2003 og gjennomføringen av sykehusreformen i 2002 skulle bidra til å redusere ventelistene. Stadige endringer i finansieringssystemet har også hatt som mål å bidra til økt effektivitet og kortere ventelister. Til tross for tilsynelatende politisk vilje for å redusere ventetidene ble det observert en økning i ventetid fra 2008 til 2009 (jf. Tabell 2.3 i avsnitt 2.4). I 2009 var gjennomsnittlig ventetid på behandling 77 dager (Helsedirektoratet, 2010).

Veksten i det norske markedet har vært markant siden starten i 1998, selv om ventetidene i perioder har blitt kortere, primært for ikke-prioriterte helseproblemer. Dette tyder på at frykten for økte ventetider og et generelt medieskapt inntrykk om konstant ressursmangel i helsesektoren er større etterspørselsdrivere enn den faktiske lengden på ventelistene. Som forklart i avsnitt 2.3 har pasienten rett til nødvendig helsehjelp innen en fastsatt frist. Denne fristen er individuell og bestemmes av behandlingsinstitusjonen. Fristen settes med utgangspunkt i hvor lenge det er medisinsk forsvarlig å la pasienten vente. Tall fra NPR³⁷ viser at det fremdeles er mange brudd på behandlingsgarantien. For de somatiske fagområdene og psykisk helsevern for voksne var det per 1. tertial 2009 17 prosent som ikke fikk påbegynt behandling innen fristen.

³⁶ I studien til Besley et al. (1999) er langsiktige ventelister definert som andelen personer i en region som har befunnet seg på en venteliste i mer enn 12 måneder.

³⁷ Kilde: http://www.helsedirektoratet.no/norsk_pasientregister/statistikk/ventetider/pasienter_venter_lenger_f_r_de_f_r_behandling_442374 [09.04.2010]

Inntekt

Økning i inntekt vil øke alternativkostnaden ved å vente, og derfor vil man forvente at etterspørselen etter PBF øker når inntekten øker. Besley et al. (1999) viser, ved bruk av et forventet nytte rammeverk, at avgjørelsen om å kjøpe privat helseforsikring er positivt korrelert med inntekt. I et helsesystem der kø brukes som rasjoneringsmetode vil etterspørselen etter helseforsikring øke i inntekt fordi alternativkostnaden forbundet med venting er høyere for individer med høy inntekt. Siden rasjonering og kø kjennetegner både britisk og norsk helsevesen kan vi forvente at resultatet fra den britiske studien kan overføres til Norge. Teorien bekreftes av funn i en norsk studie foretatt av Aarbu (2007). Aarbu (ibid.) finner at betalingsvilligheten og sannsynligheten for å tegne privat helseforsikring øker med inntekt, noe som gir støtte til alternativkostnadshypotesen.

Jofre-Bonet (2000) identifiserer to effekter av inntekt som vil trekke i samme retning, gitt at helse er et normalt gode. For det første vil høyere inntekt øke sannsynligheten for å velge tilbudet med høyest kvalitet (kortest ventetid). For det andre vil privat helseforsikring ofte innebære tilgang til bedre fasiliteter ("hotellgoder"). Dersom private tilbydere har superior kvalitet, og gitt at "hotellgoder" er et normalt gode, vil begge effekter bidra til at en økning i inntekt vil øke etterspørselen etter privat helseforsikring. Dersom det offentlige tilbudet holder høyest kvalitet er effekten av en inntektsøkning tvetydig.

Utdanning

Mens inntekt empirisk finnes å ha en positiv effekt på etterspørsel etter PBF, er betydningen av utdanning mer usikker. Den positive sammenhengen mellom inntekt og utdanning er veldokumentert i økonomisk forskning. Siden økt inntekt gir høyere sannsynlighet for å ha PBF, vil en forvente å observere en positiv korrelasjon også mellom PBF og høyere utdanning. Studien Besley et al. (1999) foretar på britiske data finner en positiv sammenheng mellom utdanning og PBF, og Kjellberg et al. (2010) skriver at en tilsvarende sammenheng observeres i Danmark. Med norske data finner Aarbu (2009) derimot at høyere utdanning reduserer sannsynligheten for å ha PBF. Umiddelbart virker dette lite logisk. Personer med høyere utdanning er i mindre grad substituerbare i arbeidslivet enn personer med lavere utdanning. Følgelig vil en forvente å observere en høyere sannsynlighet for at arbeidsgiver kjøper PBF på vegne av denne gruppen ansatte. Aarbu (2009) antyder at vi må se på mer landspesifikke kjennetegn for å forklare hvorfor dette ikke observeres i Norge. Norge har en stor offentlig sektor som sysselsetter mange med høyere utdanning. 30,4 prosent av utvalget som analyseres i denne oppgaven er sysselsatt i offentlig sektor. 52,6 prosent av de sysselsatte i offentlig sektor har høyere utdanning, mot 25,8

prosent av de sysselsatte i privat sektor. Siden helsetjenester tilbys av offentlig sektor vil naturligvis ikke ansatte i offentlig sektor bli tilbudt PBF av sin arbeidsgiver.³⁸ En positiv korrelasjon mellom høyere utdanning og sannsynlighet for å være sysselsatt i offentlig sektor kan dermed muligens forklare hvorfor vi observerer at høyere utdanning reduserer sannsynligheten for å ha PBF. Hypotesen støttes av at Besley et al. (1999) finner at personer sysselsatt i offentlig sektor har mindre sannsynlighet for å ha privat helseforsikring.

Dersom motivasjonen for å inngå en kollektiv avtale er å redusere kostnader ved sykdom og sykefravær, vil en som Pedersen (2007) poengterer, forvente at lavt utdannede personer er relativt godt representert i statistikken, siden personer med lav utdanning er mer syke enn personer med høy utdanning. Det faktum at arbeidskraft med lav utdanning lettere kan erstattes i produksjon enn høyt kvalifisert arbeidskraft kan motvirke denne effekten.

Ansettelsesforhold

Redusert sykefravær kan være en viktig motivasjonsfaktor for bedrifter som kjøper PBF til sine ansatte. Hvor kostbart sykefraværet er for bedriften vil avhenge av hvor lett det er å erstatte den sykmeldte arbeidstakeren. Ut fra en slik teori vil en forvente at nøkkelpersonell og ledere har større sannsynlighet for å ha PBF. Aarbu (2009) finner at selvstendig næringsdrivende har en signifikant høyere sannsynlighet for å *ville* kjøpe PBF enn andre arbeidstakere. Effekten er imidlertid ikke like godt dokumentert på faktisk eierskap av en slik forsikring. Det virker likevel logisk at personer som driver enmannsforetak anser en slik forsikring som mer verdifull. Det sosiale sikkerhetsnettet som sikrer arbeidstakere sykepenger er ikke like godt utbygd for selvstendig næringsdrivende, og denne gruppen kan dermed risikere større økonomiske tap ved sykdom. Jo mindre bedriften er, jo mer sårbar er den når uforutsette hendelser inntreffer. Langvarig sykefravær blant nøkkelpersonell i bedriften kan påvirke både økonomisk vekst og overlevelses-evne i en liten bedrift.

Seim et al. (2007)³⁹ presenterer en spørreundersøkelse som søker å identifisere kjennetegn ved bedrifter som kjøper PBF. Undersøkelsen er utført ved å sende ut et spørreskjema til 2500 bedrifter med to eller flere ansatte våren 2005. Svarandelen var 43 prosent. 61 prosent av bedriftene som oppgir å ha PBF forsikrer kun utvalgte ansatte. Et klart flertall av disse oppgir at de forsikrer ledere og nøkkelpersonell. Seim et al. (ibid.) finner at sannsynligheten for å kjøpe PBF øker med virksomhetens økonomiske resultat, med andelen yngre arbeidstakere og med de an-

³⁸ Når kommuner kjøper behandlingsforsikring for alle sine innbyggere vil dette naturligvis også inkludere de kommunalt ansatte, men omfanget av slike avtaler er marginalt.

³⁹ Publikasjonen er basert på en masteroppgave ved Universitetet i Oslo skrevet av Seim i 2007.

sattes utdanningsnivå. Seim et al. (ibid.) sier at de ”antar at markedet for private helseforsikringer i fremtiden primært vil avhenge av de skatteinsentiver som gis, ventetidene for elektiv behandling og virksomhetenes økonomiske resultat.”

Andre kjennetegn ved bedriften, eksempelvis de ansattes gjennomsnittlige alder, hvor risikofylt bransje bedriften driver i, kjønns sammensetning og bedriftens lønnsomhet, kan også være viktige faktorer for å forklare bedrifters etterspørsel etter PBF. Seim et al. (2007) finner at bedrifter med en ung arbeidsstyrke har høyere sannsynlighet for å tilby sine ansatte PBF. Dersom arbeidsgiverbetalt PBF bidrar til å gjøre bedriften mer attraktiv, vil dessuten konkurranseforholdene på arbeidsmarkedet påvirke etterspørselen. Videre observeres PBF oftere hos bedrifter med gode økonomiske resultater. Dette virker logisk siden bedrifter med god inntjening får et tilsvarende stort tap når arbeidstakeren ikke får gjort jobben sin grunnet sykefravær, gitt at vedkommende ikke kan erstattes i produksjon. Humankapital er individspesifikke egenskaper og kunnskap, og for kompetansebedrifter er humankapitalen en viktig produksjonsfaktor, som kan være med å forklare hvorfor slike bedrifter kjøper PBF.

Helse

Helse er korrelert med privat helseforsikring på flere måter. For det første vil en privat helseforsikring gi lettere tilgang til helsetjenester, og gitt effekt av behandling kan det tenkes at privat forsikring vil bidra til bedre helse. For det andre kan individets helsetilstand være avgjørende for hvorvidt en får tegnet en privat helseforsikring, og eventuelt også påvirke størrelsen på forsikringspremien. Jones et al. (2005)⁴⁰ finner at sannsynligheten for å kjøpe privat helseforsikring øker med god helsetilstand i Irland, Italia, Portugal og Storbritannia. Aarbu (2007) finner også at en større andel av individene som har PBF rapporterer om god helse enn individene som ikke har privat behandlingsforsikring. Forfatterne bak OECD-rapporten (OECD, 2004) sier dette mest sannsynlig er et resultat av at de med høyere utdanning har større sannsynlighet for å kjøpe privat helseforsikring. Jofre-Bonet (2000) finner derimot at personer med privat helseforsikring oftere tar medikamenter mot kronisk sykdom, høyt blodtrykk og diabetes enn de som ikke har privat helseforsikring. Både Jofre-Bonet (ibid.) og Aarbu (2007, 2009) finner at en større andel røykere har privat helseforsikring relativt til ikke-røykere.

Økonomisk situasjon ved offentlige helseforetak

De regionale helseforetakene (RHF) sliter med store underskudd. Riksrevisjonen (2009-2010) publiserte i 2009 en rapport som slår fast at økonomistyringen i helseforetakene ikke er tilfreds-

⁴⁰ Studien omtales nærmere i kapittel 7.

stillende. Helt siden staten overtok ansvaret for sykehusene i 2002 har de regionale helseforetakene overskredet Stortingets økonomiske rammer. En slik økonomisk situasjon er ikke bærekraftig på sikt, og Helse- og omsorgsdepartementet har lenge varslet at det er slutt på tilleggsbevillinger for å dekke inn underskuddene. Dette kan få følger for sykehusenes aktivitetsnivå. Slike signaler kan gjøre folk mer usikre på kvaliteten på helsetilbudet, og muligens øke etterspørselen etter PBF. Allerede i 2003 skrev Aftenposten at *"pågangen etter helseforsikring økte etter at Helsedepartementet varslet sykehusene om at de må kutte i aktiviteten"* (Aftenposten, 2003). Oppslaget kom etter at Helsedepartementet, som det den gang het, sendte ut skriv om at aktiviteten ved norske sykehus skulle reduseres, hvorpå de største aktørene i helseforsikringsbransjen rapporterte om en markant økning i antall henvendelser om helseforsikring.

Helsedirektoratet (2009) slår imidlertid fast at lengre ventelister og økt gjennomsnittlig ventetid på behandling i perioden 2002-2008 ikke kan forklares med redusert aktivitetsnivå. Aktivitetsnivået kan måles som antall behandlede pasienter, eller det kan måles i opphold, konsultasjoner eller DRG-poeng.⁴¹ Uansett mål fastslår rapporten at aktiviteten ved norske helseforetak har økt i perioden 2002-2008. Målt i antall behandlede pasienter har aktiviteten økt med 13 prosent korrigert for befolkningsveksten. Det antydes at dette er det mest robuste målet vi har i dag for å si noe om hvordan aktivitetsnivå påvirker tilgjengeligheten til spesialisthelsetjenester.

Politiske endringer

De politiske partienes holdning til PBF er delt mellom venstre- og høyresiden i politikken. I 2003 innførte myndighetene, ved Bondevik II-regjeringen, fradragrett for PBF dekket av arbeidsgiver. Hensikten med tiltaket var å redusere lengden på sykefraværet og følgelig utgiftene til sykepengen (Ot.prp. nr. 26, 2005-2006). Det er naturlig å se veksten i markedet i etterkant av dette i sammenheng med lovendringen. Loven ble endret igjen av Stoltenberg II-regjeringen med virkning f.o.m. 1. januar 2006. Som følge av reverseringen av skattefritaket må ansatte som har behandlingsforsikring gjennom arbeidsgiver skatte av denne på lik linje med andre frynsegoder. Denne endringen gav en betydelig, men kun midlertidig, reduksjon i veksten i markedet (Aarbu, 2008).

Blant landene som har skattefradrag for arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring er Østerrike, Belgia, Danmark, Sverige, Frankrike og Storbritannia (OECD, 2004). OECD-rapporten slår fast at slike skattefradrag kan ha betydelig effekt, også i land med universell offentlig forsikring, og

⁴¹ DRG står for diagnoserelaterte grupper, og er et klassifiseringssystem av pasienter som bl.a. benyttes for å anslå kostnadene til sykdomsdiagnoser (Hagen og Schroyen, 2009).

at myndigheters eventuelle finansielle insentiver i stor grad kan påvirke veksten i markedet for privat helseforsikring. Thomson og Mosciolos (2004) skriver at skattesubsidier av privat helseforsikring er ineffektivt og øker ulikhet siden de i hovedsak kommer høyinntektsgrupper til gode.

6.2 Oppsummering

Kvalitetsoppfatningen av privat versus offentlig helsetjenestetilbud, ventelister i det offentlige helsevesenet, inntekt, utdanning, ansettelsesforhold, helse, økonomisk situasjon og aktivitetsnivå ved offentlige helseforetak samt politiske endringer har i dette kapitlet blitt nevnt som faktorer som kan forklare den observerte veksten i markedet for PBF. Intensivert konkurranse mellom tilbyderne og følgelig reduserte priser på forsikring, frykt for lang ventetid på behandling i offentlig helsevesen og individers eller bedrifters inntekt er sannsynligvis alle viktige faktorer som påvirker etterspørselen etter PBF. Individer og bedrifter vil ha ulike motiver for å kjøpe forsikring. Vi forventer at inntekt, ventetid i offentlig sektor og helsetilstand vil påvirke etterspørselen etter individuelle avtaler, mens andre kjennetegn ved bedriften og arbeidsmarkedet vil ha større betydning for etterspørselen etter kollektive avtaler.

I analysen, hvor jeg undersøker hvilke faktorer som er korrelert med privat behandlingsforsikring, er flere av ovennevnte faktorer (inntekt, utdanning, helse, arbeidsmarkedsdeltakelse og sektortilhørighet) inkludert. Det ville også vært interessant å foreta analysen med data på ventetid og andre kjennetegn ved bedriften og arbeidsplassen, men opplysninger om dette er dessverre ikke tilgjengelig i det aktuelle datasettet.

7 Privat helseforsikring og etterspørsel etter helsetjenester

”So, a positive elasticity of specialist visits with respect to insurance, coupled with a positive covariance between insurance and income rank, will imply that insurance contributes to ‘pro-rich’ inequity in the use of specialist visits.” (Jones et al., 2005.)

Det finnes en del utenlandske studier som studerer sammenhengen mellom privat helseforsikring og bruk av helsetjenester både for enkeltland og for større grupper av land. Organisasjonen for økonomisk samarbeid og utvikling (OECD) utga i 2004 en omfattende statusrapport om privat helseforsikring i sine 30 medlemsland. Det norske markedet for privat helseforsikring omtales i rapporten som ”ubetydelig”, og tallmateriale for Norge er ikke tilgjengelig i rapporten. Mens det finnes noe norsk litteratur som søker å forklare etterspørselen etter PBF, og andre studier igjen som ser på bruk av spesialisthelsetjenester, finnes det foreløpig få norske studier som fokuserer på sammenhengen mellom PBF og bruk av helsetjenester. Veberg (2009) foretok i sin masteroppgave en analyse lignende den som gjøres i denne oppgaven, men analysen, som var basert på levekårsdata fra 2005, var heftet med målefeil. Norske studier som ser på sosial ulikhet i helse (omtales nærmere i kapittel 8) vil ofte omtale denne sammenhengen, men de støtter seg da i stor grad til internasjonal forskning siden det finnes lite empiri på nyere norske data. Det er også først i de siste årene markedet for PBF i Norge har nådd en størrelse av betydning og at data av god kvalitet er tilgjengelige.

I dette kapittelet gjennomgås sentrale funn i flerlandsstudier foretatt av Jones et al. (2005) og Van Doorslaer et al. (2006). I sistnevnte studie er også Norge inkludert. Et par studier på enkeltland er også referert til, fordi landene de omhandler har markeder for privat helseforsikring som langt på vei er sammenlignbare med norske forhold. Studien foretatt av Rodríguez og Stoyanova (2004) er fra Spania, mens Salvado (2008) studerer sammenhengen mellom privat helseforsikring og bruk av helsetjenester i Portugal.

7.1 Flerlandsstudier

Jones et al. (2005) bruker paneldata fra 1994-1997 fra European Community Household Panel (ECHP) for å undersøke hvordan privat helseforsikring påvirker bruk av spesialisthelsetjenester i fire europeiske land med i hovedsak supplerende private forsikringsmarkeder: Irland, Italia, Portugal og Storbritannia. I alle land er kollektive avtaler dominerende, og allmennlegene fungerer som portvoktere inn til spesialisthelsetjenesten. Datagrunnlaget og innsamlingsmetode i EUs ECHP er sammenlignbart med den norske levekårsundersøkelsen til SSB.

Økt etterspørsel etter spesialisthelsetjenester blant individer med privat helseforsikring kan ha flere årsaker. Liten toleranse for risiko (høy risikoaversjon) vil kunne gi seg utslag både i kjøp av privat helseforsikring og i preferanser for hyppigere bruk av spesialisthelsetjenester. Jones et al. (ibid.) forsøker i sin analyse å separere denne *seleksjonseffekten* fra selve *forsikringseffekten* – som er effekten vi er interessert i å tallfeste. Forsikringseffekten er en kollektiv betegnelse på følgende fire faktorer:

- 1) *Atferdsrisikoeffekt*: Når individets egenandel på bruk av helsetjenester reduseres eller elimineres, blir det rasjonelt å bruke mer helsetjenester. Siden spesialisthelsetjenesten i Norge kjennetegnes av små, og ofte ingen, egenandeler, er denne effekten mindre aktuell for å forklare norske forhold.
- 2) *Risikoreduksjonseffekt*: Ønsket nivå på konsum av helsetjenester øker under den finansielle sikkerheten privat helseforsikring gir, i forhold til ønsket nivå under større finansiell usikkerhet uten privat helseforsikring. Siden den offentlige helseforsikringen er universell i Norge, er heller ikke denne effekten relevant i norsk sammenheng.
- 3) *Inntektsoverføringseffekt*: Forsikringen genererer en ex post overføring av inntekt fra friske til syke individer. Denne inntektseffekten vil kunne øke etterspørselen etter helsetjenester.
- 4) *Tilgangseffekt*: Forsikring gir individet flere behandlingsalternativer, og gjør dermed helsetjenester mer tilgjengelig. I systemer der forsikringen ikke spiller en supplerende rolle (altså land der den ikke kun gir en dobbel dekning) vil forsikringen gjøre at individet får tilgang til helsetjenester det ellers ikke ville hatt råd til med egenbetaling. I en kontekst med supplerende forsikring vil tilgangseffekten først og fremst gi seg utslag i at individet får tilgang til behandling med høyere kvalitet enn det offentlige tilbudet. Lavere ventetid på elektiv behandling er et slikt kvalitetsaspekt.

Jones et al. (ibid.) finner at sannsynligheten for å ha privat helseforsikring øker med inntekt og med bedre helsetilstand, og at privat helseforsikring er positivt korrelert med sannsynligheten for å benytte seg av spesialisthelsetjenesten i alle landene i studien. En positiv korrelasjon mellom besøk til legespesialist og privat helseforsikring, kombinert med en positiv korrelasjon mellom forsikring og inntekt, impliserer at privat helseforsikring bidrar til en prorik horisontal ulikhet⁴² i bruk av spesialisthelsetjenester. Spørsmålet er om denne forsikringseffekten er et resultat av seleksjon eller endrede preferanser for bruk av spesialisthelsetjenester. Dersom seleksjon er årsaken vil sammenhengen mellom inntekt og bruk av spesialisthelsetjenester observeres uav-

⁴² Horisontal ulikhet vil si at personer med samme behov behandles ulikt. Et mål om horisontal likhet i fordelingen av helsetjenester vil si at personer med likt behov skal ha lik behandling (Folland et al., 2007).

hengig av supplerende privat helseforsikring. Dersom forsikringseffekten derimot er et resultat av endrede preferanser for bruk av spesialisthelsetjenester, og/eller bedre tilgjengelighet til disse tjenestene, vil en økning i omfang av privat helseforsikring bidra til å øke den horisontale ulikheten i bruk av spesialisthelsetjenester. Jones et al. (ibid.) finner at svaret på dette spørsmålet avhenger av estimeringsmetoden som benyttes. Forskerne konkluderer med at mens personer med privat helseforsikring generelt er lavrisikoindivider, vil inngåelse av en privat helseforsikringsavtale føre til at de utnytter denne ekstra forsikringsdekningen og øker forbruket av spesialisthelsetjenester i forhold til forbruket av slike tjenester før de fikk dobbel dekning. Sannsynligheten for å besøke legespesialist blant individer med privat helseforsikring er 7 prosent høyere enn for de uten privat forsikring.⁴³ Funnene tyder på at en økning eller reduksjon i omfang av privat helseforsikring, gjennom effekten av økt forbruk, vil ha konsekvenser for i hvor stor grad spesialisthelsetjenester er fordelt etter inntekt.

Van Doorslaer et al. 2006 undersøker ulikhet i bruk av lege i 21 OECD-land, inkludert Norge. De bruker data fra ECHP og andre sammenlignbare kilder for år 2000 eller senere og ser på antall besøk til allmennlege eller legespesialist siste 12 mnd. De norske dataene i studien er hentet fra SSBs levekårsundersøkelse og består av observasjoner fra 3709 individer i alderen 16-80 år. Antall legebesøk er standardisert for behovsforskjeller ved bruk av alder, kjønn og selvrapportert helsetilstand. Deres fokus er på hvordan inntekt påvirker bruk av legetjenester, og de finner at mens bruk av allmennlege er temmelig likt fordelt i befolkningen, og ofte faktisk har en pro-fattig fordeling, har bruk av legespesialisttjenester en sterk pro-rik fordeling som gjør at bruk av legetjenester totalt sett har en noe pro-rik fordeling. Van Doorslaer et al. (ibid.) understreker at dette fenomenet ser ut til å gjelde alle land, men at det forsterkes i land der privat helseforsikring er utbredt. Forskerne har imidlertid kun observert informasjon om helseforsikring for et begrenset antall land, og den inntektsrelaterte horisontale ulikheten som observeres i bruk av spesialisthelsetjenester kan bare delvis forklares med privat helseforsikring.

I alle de 21 landene i studiene finner de en statistisk signifikant horisontal ulikhet i bruk av legespesialist. Denne studien finner altså at individer med høy inntekt har større sannsynlighet for å besøke legespesialist i Norge enn personer med lav inntekt, gitt samme behov. Når det gjelder ulikhet i gjennomsnittlig antall besøk til legespesialist, finner studien at de fleste land også her har en pro-rik fordeling. For Norge, Nederland og Storbritannia er indeksverdiene positive, men

⁴³ I studien benyttes paneldata, så disse funn viser til individer som hadde privat helseforsikring både ved starten og slutten av fjoråret. Estimatene varierer fra 0,05 i Irland til 0,09 i Italia.

ikke signifikant forskjellige fra null. Studien gir altså ikke grunnlag for å si at høyinntektspersoner i Norge besøker legespesialist oftere enn lavinntektspersoner.

Funnene i Van Doorslaer et al. 2006 samsvarer langt på vei med funnene til Van Doorslaer et al. 2002 og Van Doorslaer et al. 2004, som begge studerer horisontal ulikhet i bruk av helsetjenester i OECD-land: 12 europeiske land og i førstnevnte studie er også Canada og USA inkludert. Dataene i disse to studiene er fra 1996, altså noe eldre, og resultatene herfra utdypes ikke nærmere ettersom studier på nyere data er tilgjengelig. Dataene brukt i Van Doorslaer et al. 2006 inneholdt ikke opplysninger om privat helseforsikring for Norge, og markedets størrelse her i landet var dessuten marginal i år 2000, så det vil være interessant å studere disse sammenhengene på nyere data.

7.2 Studier på enkeltland

Rodríguez og Stoyanova (2004) analyserer effekten av privat helseforsikring på valg av allmennlege eller spesialist, og offentlig eller privat tilbyder i Spania. De finner at selv etter at en kontrollerer for behov har individer med høy inntekt mer frekvent bruk av spesialisthelsetjenester, mens individer med lav inntekt har en mer frekvent bruk av allmennlege. Privat helseforsikring spiller en supplerende rolle i Spania. Som nevnt er spanske forhold med offentlig forsikring og universell dekning, samt lave eller ingen egenandeler, langt på vei sammenlignbare med norske forhold. For de med offentlig forsikring fungerer allmennlegen som en portvokter på samme måte som i Norge; en må ha en henvisning fra allmennlegen for å komme til en legespesialist. Spanske pasienter med privat helseforsikring kan derimot velge å oppsøke en legespesialist direkte uten å gå via allmennlege. Det virker intuitivt logisk at sannsynligheten for å besøke privat legespesialist øker når privat forsikring eliminerer den finansielle barrieren, og allmennleger ikke har en portvokterrolle som kontrollerer for at pasienten har et reelt behov for spesialisthelsetjenester før de får tilgang til dem. Funnene fra spanske data kan derfor ikke direkte sammenlignes med norske forhold, hvor bruk av den private behandlingforsikringen krever henvisning fra allmennlege.

Salvado (2008) undersøker faktorer som påvirker bruk av helsetjenester i Portugal. Portugal har et velutbygd offentlig helsevesen, hvor markedet for privat helseforsikring i hovedsak fungerer supplerende, som i Norge. Som mål på etterspørsel etter helsetjenester bruker Salvado (ibid.) data for antall legebek. Han antar at etterspørselen etter helsetjenester bestemmes i to steg: Først tar individet en avgjørelse om å kontakte lege, deretter avgjøres intensitet i bruk av lege.

Salvado (ibid.) finner at når en separerer kontaktavgjørelsen fra frekvensavgjørelsen bruker menn mindre helsetjenester enn kvinner i første steg, mens menn har en høyere frekvens i bruk av helsetjenester i steg to. En mulig forklaring kan være at menn venter lenger før de oppsøker legehjelp, og at de derfor har utviklet en tilstand som krever mer behandling når de først oppsøker lege.

Salvado (ibid.) finner at gifte har høyere sannsynlighet for å bruke helsetjenester i Portugal enn ikke-gifte. Å være arbeidsledig øker signifikant bruk av helsetjenester med rundt 45 prosent. Denne variabelen fanger opp både tids- og inntektseffekter. Arbeidsledige har mer tid tilgjengelig til å konsumere helsetjenester, samtidig vil de ha mindre inntekt tilgjengelig. Denne siste effekten dempes i et system med lave eller ingen egenandeler på bruk av helsetjenester. Samtidig kan det tenkes at arbeidsledighet er relatert til sykdom, slik at dette kan forklare noe av økningen i bruk av helsetjenester. Salvado (ibid) finner videre at netto familieinntekt ikke har en signifikant effekt på bruk av helsetjenester. Kroniske sykdommer finnes som forventet å medføre økt bruk av helsetjenester. Også privat helseforsikring finnes å gi økt bruk av helsetjenester, mer i første steg enn i andre steg. Dummyvariablene i Salvados analyse indikerer bruk av helseforsikringen, ikke eierskap av helseforsikring. Med andre ord privat helseforsikring gir lavere terskel for å oppsøke lege, og medfører i noe mindre grad også hyppigere frekvens i bruken av helsetjenester. Salvado (ibid.) påpeker at dette resultatet ikke nødvendigvis skyldes atferdsrisiko, men kan skyldes et for dårlig offentlig tilbud som gir et latent behov for helsetjenester.

8 Privat helseforsikring og sosial ulikhet i helse

”Helsetjenesteforsikringer og privatfinansierte helsetilbud kan føre til forskjeller i bruk av helsetjenester. Private forsikringer mot egenandeler kan være med på å undergrave formålet med egenandelsordningen: å dempe etterspørselen etter lavt prioriterte helsetjenester. Dette kan være med å forsterke de sosiale forskjellene. Det er derfor viktig at ventetiden til offentlig finansierte helsetjenester ikke er vesentlig lenger enn for privat finansierte helsetjenester.” (St.meld. nr. 20, 2006-2007.)

Til tross for planer og strategier om å utjevne sosiale helseforskjeller er det fortsatt en kjensgjerning at helse er ulikt fordelt mellom sosiale grupper i befolkningen, og forbruk av både allmennlege- og spesialisthelsetjenester følger en sosial gradient (Næss et al., 2007). Manifest senter for samfunnsanalyse la i 2009 frem en rapport som tegner et dystert bilde av konsekvensene av veksten i markedet for PBF (Manifest, 2009). Rapporten er et innlegg i debatten fra venstresiden i norsk politikk, og advarer mot at det utvikles et klasseslett helsevesen. Det anslås at dersom veksten fortsetter i samme takt som i perioden 2003-2009 vil én av fire nordmenn ha PBF om seks år. Frykt for uheldige fordelingsvirkninger, ulik tilgang til helsetjenester i befolkningen og følgelig økt sosial ulikhet i helse, er grunner til at veksten i dette markedet av noen omtales som problematisk.

Et godt utbygd offentlig helsevesen anses som viktig for å sikre god folkehelse. Samtidig er det flere faktorer utenfor helsetjenesten som er avgjørende for utviklingen i folkehelsen. Utvikling av ny teknologi og utbedring av den eksisterende vil føre til at medisinske faktorer blir stadig viktigere for å redusere dødeligheten. Helsetjenester forventes å spille en større rolle enn tidligere i utviklingen av folkehelsen i følge Nasjonalt folkehelseinstitutt (Næss et al., 2007). Desto viktigere blir det at *”helsetjenesten ikke forsterker de sosiale forskjellene, men bidrar til sosial helseutjevning”* (St.meld. nr. 20, 2006-2007).

8.1 Tidligere studier av sosial ulikhet i helse

Det er viktig å skille mellom ulikhet i tilgang til helsetjenester, og ulikhet i helse. Vi vet at personer med høy inntekt har større sannsynlighet for å ha PBF (jf. avsnitt 6.1). Når individuell betalingsevne avgjør tilgang til PBF utgjør det et potensielt problem med tanke på likhet i tilgang til helsetjenester. En risikerer en prorik skjevfordeling i bruk av helsetjenester. Empiriske studier bekrefter at dette observeres i flere OECD-land (OECD, 2004). Studier fra andre land med lik markedsstruktur for PBF som Norge viser at vekst i markedet for private helseforsikringer bidrar til mer ulik fordeling av helsetjenester (OECD, 2004). Dersom en forutsetter at

bruk av behandlingsforsikring forbedrer helsen, vil den kunne bidra til økte sosiale forskjeller i helse.

Thomson og Mossialos (2004) skriver at privat helseforsikring finnes å ha en signifikant negativ effekt på likhet i bruk av spesialisthelsetjenester i Irland og Storbritannia. Tall fra Irland viser at bruken av alle typer sykehushelsetjenester øker mer hos personer med privat helseforsikring enn hos personer med kun offentlig helseforsikring. Både i Irland og Storbritannia spiller privat helseforsikring en supplerende rolle. Forskning fra Østerrike, Belgia, Canada, Danmark, Italia og Spania viser at den negative effekten på likhet i bruk av spesialisthelsetjenester er mindre i disse landene (Thomson og Mossialos, 2004). Markedet for PBF i Danmark har et betydelig større omfang enn det norske markedet (jf. avsnitt 5.7.1). En meningsmåling foretatt i Danmark i 2008 viser at 79 prosent av danskene mener at private helseforsikringer skaper økt ulikhet i tilgangen til helsevesenet (Cevea, 2008).

I følge Folkehelseinstituttet (Næss et al., 2007) er det vanligst å bruke utdanning, yrke og inntekt som mål på sosioøkonomisk posisjon. Behovet for helsetjenester varierer på tvers av sosiale lag i befolkningen. Dette faktum er veldokumentert enten man måler sosial status etter inntekt, utdanning eller sosial klasses tilhørighet (St.meld. nr. 20, 2006-2007; Grasdahl og Monstad, 2009b). Personer med lav inntekt og/eller lav utdanning har i gjennomsnitt dårligere helse og større bruk av helsetjenester enn personer med høy inntekt og/eller høy utdanning. Fenomenet omtales gjerne som den *sosioøkonomiske helsegradienten*. Kausaliteten i denne sammenhengen anses å gå begge veier: God helse gir et bedre utgangspunkt for å opprettholde eller forbedre ens sosioøkonomiske status, mens høy sosioøkonomisk status gir et bedre grunnlag for å opprettholde god helse. Som vist i Tabell 9.4 (i avsnitt 9.4.3) er det gruppen som utgjør den høyeste inntektskvintilen som har lavest andel personer som har oppsøkt allmennlege, legespesialist eller fysioterapeut siste 12 mnd. Vi finner en høyere sannsynlighet for å bruke helsetjenester dersom en tilhører de lavere inntektskvintilene. Denne ulikheten gir ikke grunn til bekymring dersom den kan forklares med forskjeller i behov. Ulikhet i bruk av helsetjenester som ikke kan forklares med ulikt behov, gir derimot grunnlag for bekymring.

Tidligere empiriske studier på levekårsdata fra SSB finner sosial ulikhet i bruk av spesialisthelsetjenester i Norge. Iversen og Kopperud (2005) analyserer paneldata fra levekårsundersøkelsene i 1998-2000, og finner at både inntekt og utdanning har en positiv statistisk signifikant effekt på sannsynlighet for å oppsøke legespesialist utenfor sykehus. De finner ingen effekt på sannsynligheten for å oppsøke legespesialist tilknyttet sykehus.

Grasdahl og Monstad (2009b) studerer sosial ulikhet i bruk av helsetjenester i Norge med SSBs levekårsdata fra 2005. Etter å ha justert for at behov varierer med inntekt finner de en statistisk signifikant horisontal ulikhet i bruk av legespesialist utenfor sykehus som går i favør av dem med høy inntekt. Bruken av allmennlege og legespesialist på sykehus er fordelt uavhengig av inntekt. De finner også at sannsynligheten for minst ett besøk til legespesialist utenfor sykehus er høyere for folk med dårlig helse. I en annen publikasjon analyserer Grasdahl og Monstad (2009a) inntektsrelatert ulikhet i bruk av legespesialisttjenester over tid. Med levekårsdata fra 2000, 2002 og 2005 finner de at den sosiale ulikheten i bruk av disse tjenestene har blitt redusert over tid.

Askildsen et al. (2006) påpeker at kollektive avtaler om PBF inngått av store heterogene enheter, som kommuner, vil motvirke sosial skjevfordeling. Avtaler inngått av kommuner på vegne av alle innbyggerne vil omfatte både yrkesaktive, arbeidsledige og pensjonister uavhengig av alder og helsetilstand, og slik sett i større grad motvirke sosial ulikhet enn avtaler inngått av bedrifter, som kun vil inkludere yrkesaktive personer. OECD-rapporten (2004) slår likevel fast at kollektive avtaler inngått av arbeidsgiver spiller en betydelig ”sosial rolle” ved å sikre tilgang til PBF i flere land, og ved å fremme pooling av risiko innen og mellom ulike grupper arbeidstakere. Forfatterne bak Manifest-rapporten (2009) hevder derimot at *”å kjøpe ledere og høyt utdannede nøkkelpersonell fram i behandlingsskøen, men ikke grupper med høyere slitasje og mer sykdom, er et direkte bidrag [til å] øke den sosiale ulikheten i helse.”*

Pedersen (2007) påpeker at *”for at private helseforsikringar skal bidra til sosiale skilnader i helse må det eksistere sosial skjevfordeling i teikning av desse forsikringane, i tillegg til at dei har ein effekt på helse og er av eit visst omfang.”* Markedet for PBF i Norge har nådd et omfang av betydning, men hvorvidt bruk av PBF har en effekt på helse er usikkert.

9 Data

Data er hentet fra SSB sin levekårsundersøkelse (tverrsnittsundersøkelsen) i 2008. Levekårsundersøkelsen er temaroterende, og hvert tredje år er hovedtema helse. SSB har på forespørsel koblet følgende registeropplysninger til levekårsundersøkelsen 2008: Samlet inntekt etter skatt for respondenten, samlet inntekt etter skatt for husholdningen og høyeste fullførte utdanning for respondenten. Opplysninger om inntekt er fra 2007, mens opplysninger om utdanning er fra 2008. Datasettet inneholder informasjon som lar oss undersøke om det finnes en sammenheng mellom privat behandlingsforsikring og etterspørsel etter helsetjenester. Data er tilgjengelig gjennom Norsk samfunnsvitenskaplig datatjeneste (NSD).

9.1 Opprinnelig utvalg

Data er samlet inn ved personlig intervju og ved utsending av et postalt tillegg. For intervjuundersøkelsen er det trukket et utvalg på 10 000 personer i alderen 16 år og eldre fra SSBs demografi- og befolkningsdatabase. I følge dokumentasjonsrapporten (Wilhelmsen, 2008) er utvalget trukket etter reglene for tilfeldig utvalg. Nettoutvalget (personer det ble oppnådd intervju med) bestod av 6465 personer. 4498 personer har både besvart intervju og postalt skjema.

9.2 Bearbeidet utvalg

Fra det opprinnelige utvalget på 6465 personer har jeg droppet personer under 20 år eller over 66 år på intervjutidspunktet. Forsikringsbransjens målgruppe for behandlingsforsikring er personer i arbeidsdyktig alder (jf. utbredt praksis med nedre og øvre aldersgrenser for forsikring i Appendiks A). Hele 11 prosent av de under 20 år har svart ”vet ikke” på spørsmål om de har en slik forsikring, noe som tyder på stor grad av usikkerhet, og potensiell feilrapportering, i denne gruppen. Videre dropper jeg observasjoner der respondenten har svart ”vet ikke” eller ”vil ikke svare” på variabler som er relevante for analysen, herunder spørsmål om behandlingsforsikring, hvem som betaler forsikringen, egenrapportert helsestatus, eierforhold av arbeidsplass, varig sykdom og besøk til lege og spesialisthelsetjeneste. 19 personer har oppgitt at de har hatt over 30 kontakter med allmennlege siste 12 mnd, hvorav tre personer har oppgitt å ha hatt hhv. 80, 100 og 130 legekontakter det siste året. Det kan tenkes disse tallene er rapportert overdrevet høyt, og for å unngå at gjennomsnittet for variabelen blir ureelt høyt, velger jeg å sette verdien for disse 19 personene lik 31 legebesøk. Dette gjøres for å unngå å kaste ut observasjonene, slik at utvalgsstørrelsen beholdes. Av samme årsak setter jeg verdien for de ni personene som oppgir å ha hatt over 30 kontakter med legespesialist lik 31 for å utelate at bl.a. den ene personen som

oppgir 102 besøk hos legespesialist trekker gjennomsnittet ureelt høyt opp. Det endelige utvalget for denne analysen består av 4961 personer.

9.3 Variabler

Hovedfokus i analysen er å studere sammenhengen mellom å ha privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester. Det er også interessant å se på hvilke faktorer som er korrelert med kjøp av behandlingsforsikring. Variablene som er relevante i analysen kan deles inn i fire grupper: Forsikringsstatus, demografiske og sosioøkonomiske variabler, samt variabler for helsestatus og helserelatert atferd. I det følgende gjennomgås variabler som inngår i analysen. For fullstendig liste og definisjon av alle variabler vises til Appendiks B.

Forsikringsvariabler

En dummyvariabel for hvorvidt individet har privat behandlingsforsikring eller ikke er inkludert i analysen. I regresjoner hvor det er hensiktsmessig for å oppnå ytterligere forklaringskraft er denne variabelen brutt opp i to dummyvariabler. Variabelen kollektiv indikerer at forsikringen er betalt av arbeidsgiver mens variabelen individuell fanger opp de resterende positive observasjonene for behandlingsforsikring.

Demografiske variabler

Alder og kjønn er relevante demografiske variabler. Begge disse forventes å ha en signifikant effekt på bruk av helsetjenester. Tidligere empiri viser at etterspørselen etter helsetjenester øker med alder. For å fange opp eventuell økende eller avtakende marginaeffekt av alder inkluderes en variabel for alder kvadrert. Kvinner bruker generelt mer helsetjenester enn menn, bl.a. grunnet svangerskap og fødsler. Andre demografiske variabler som er inkludert er sivilstatus, der det er definert variabler for gifte/registrerte partnere og samboere. For en enda grovere inndeling av sivilstatus som kun fanger opp en eventuell effekt av å være i et samboerforhold er begge disse gruppene inkludert i variabelen samboende. Denne ses i forhold til alle andre som ikke er gift, registrert partner eller samboer. Videre er inkludert en variabel for antall barn i husholdningen under 17 år og variabler som kan kontrollere for eventuelle geografiske forskjeller. Dummyvariablene RHFSO, RHFV, RHFVN og RHFVW fanger opp hvilken helseregion respondenten er bosatt i. RHFSO er basiskategori. Avstand til behandlingssted kan tenkes å påvirke bruk av helsetjenester. En kan anta at denne avstanden, og følgelig tidskostnaden ved bruk av helsetjenester, er større i grisgrendte strøk. Variablene grisgrendt og tettbygd vil fange opp en eventuell slik effekt. Tettbygd strøk defineres som område der minst 200 personer er bosatt, og hvor avstanden

mellom husene stort sett er under 50 meter (Wilhelmsen, 2008). Tettbygd strøk brukes som basiskategori.

Sosioøkonomiske variabler

Sosioøkonomiske variabler som er inkludert er variabler for utdanning, inntekt og arbeidssituasjon. Vi har data om inntekt både for individet personlig og for hele husholdningen. Alle inntektsvariabler oppgis i 1000 kroner. Bruk av husholdningens inntekt og eventuelt kjøp av behandlingforsikring kan tenkes å være påvirket av antall barn og voksne i husholdningen. For å ta høyde for dette inkluderes en variabel for husholdningens ekvivalentinntekt i analysen. Ved kalkulering av ekvivalentinntekt for husholdningen tillegges hvert individ en forbruksvekt. I denne analysen er husholdningsmedlemmene vektet etter EU-skalaen, som tillegger hvert medlem følgende vekt: Første voksne i husholdningen har vekt lik 1, mens andre voksne (eldre enn 16 år) har vekt lik 0,5 hver og barn (0-16 år) vektet med 0,3 per barn. Barn defineres i denne sammenheng som alle personer under 17 år som er en del av husholdningen. Det kan være respondentens egne barn, stebarn, søsken, barnebarn eller andre barn som er i slekt eller ikke i slekt med respondenten.

Utdanningsnivå er delt inn i dummyvariablene utduvgs, utdvgs, utdunil, utdunih og utdmis. Utdanningsnivå oppgir individets høyeste fullførte utdanning. Personer med videregående skole som høyeste fullførte utdanningsnivå brukes som basiskategori. Utduvgs inkluderer alle personer som har lavere utdanning enn fullført videregående skole. Variabelen utdmis fanger opp observasjoner med uoppgitt utdanningsnivå. Variabler for hvorvidt respondenten er i jobb eller ikke, mottar uførepensjon eller er arbeidsledig er også inkludert. Videre er variabler som fanger opp om individet jobber i privat eller offentlig sektor inkludert. Sysselsatte i offentlig sektor brukes som basiskategori. Dersom respondenten er selvstendig næringsdrivende eller har en leder-/overordnet stilling fanges dette opp i dummyvariablene selvnær og ledende.

Helsevariabler

Det er tatt med flere variabler som sier noe om individenes helsestatus og helserelatert atferd. Egenvurdering av helse er delt inn i dummyvariablene helsegod, helsemiddels og helsedårlig. Helsegod er basiskategori. Variabelen varigsykd er en dummyvariabel som er positiv for alle individer som oppgir å ha én eller flere varige sykdommer. Med varig sykdom menes medfødt sykdom eller virkning av skade, sykdom/lidelse som har vart i minst 6 måneder eller nyere sykdom/lidelse som forventes å bli varig. En tellevariabel som registrerer antall varige sykdommer respondenten oppgir er også definert. Dummyvariabler for hvorvidt individet har hatt varige

eller stadig tilbakevendende smerter siste 3 mnd og om individet trener er også inkludert. Respondentene har svart på om de røyker av og til, daglig eller aldri. Her brukes ikke-røykere som basiskategori.

Variabler for bruk av helsetjenester er inkludert i analysen både som binære og kontinuerlige variabler. Første del av analysen er foretatt ved bruk av en sannsynlighetsmodell. For å undersøke om det finnes en sammenheng mellom privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester brukes dummyvariabler for hvorvidt individet har besøkt hhv. allmennlege, legespesialist og fysioterapeut siste 12 mnd. For å kartlegge faktorer som er korrelert med etterspørselen etter behandlingsforsikring brukes dummyvariabel for behandlingsforsikring som avhengig variabel. Variabelen legekant registrerer om individet har besøkt allmennlege de siste 12 mnd. Dette inkluderer ikke besøk der en har ledsaget barn eller andre. Variabelen legespes fanger opp om individet har hatt timeavtale hos legespesialist på og/eller utenfor sykehus i løpet av de siste 12 mnd. Dette inkluderer undersøkelser, poliklinisk behandling/utredning, dagbehandling og dagkirurgi. Variabelen fysiot registrerer om en har oppsøkt fysioterapeut siste 12 mnd.

Det kan tenkes at privat behandlingsforsikring er korrelert med antall konsultasjoner individet har til behandler. I analysens andre del undersøkes denne sammenhengen i en negativ binomialmodell. Antall konsultasjoner hos hhv. allmennlege, legespesialist og fysioterapeut over de siste 12 mnd brukes her som avhengig variabel.

9.4 Deskriptiv statistikk

I dette delkapitlet presenteres deskriptiv statistikk for variablene som er brukt i analysen. Deskriptiv statistikk over gjennomsnittsverdier, standardavvik samt minimums- og maksimumsverdier presenteres for de avhengige variablene i avsnitt 9.4.1 og for de uavhengige variablene i avsnitt 9.4.2. I avsnitt 9.4.3 presenteres statistikk for utvalget etter inntekt, mens avsnitt 9.4.4 lister gjennomsnittsverdier over nøkkelvariabler for personer med privat behandlingsforsikring.

9.4.1 Deskriptiv statistikk avhengige variabler

Tabell 9.1 gir en oversikt over gjennomsnittsverdi og standardavvik samt minimums- og maksimumsverdi for de avhengige variablene som brukes i analysen.

9,3 prosent av personene i utvalget har behandlingsforsikring. 68,5 prosent av disse (6,4 prosent av utvalget) oppgir at forsikringen er betalt av arbeidsgiver, mens de resterende (2,9 prosent av

utvalget) har individuell behandlingsforsikring. 10 prosent av de spurte sier de vurderer å kjøpe privat behandlingsforsikring i fremtiden, 88 prosent sier nei, mens de resterende 2 prosent ikke vet eller vil ikke svare (fremkommer ikke i tabellen). 11,5 prosent av mennene har behandlingsforsikring, mens 7,3 prosent av kvinnene har behandlingsforsikring.

Tabell 9.1: Deskriptiv statistikk avhengige variabler

Variabelnavn	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimumsverdi	Maksimumsverdi
behfors	0,093	0,291	0	1
kollektiv	0,064	0,245	0	1
individuell	0,029	0,169	0	1
legekont	0,828	0,378	0	1
antlegekont	3,306	4,294	0	31
legespes	0,393	0,488	0	1
antlegespes	1,003	2,364	0	31
fysiot	0,172	0,377	0	1
antfysiot	3,127	11,826	0	156

82,8 prosent oppgir å ha vært i kontakt med allmennlege siste 12 mnd. Gjennomsnittlig antall besøk til allmennlege er 3,3, mens medianen er 2 legekontakter i løpet av det siste året. Ser vi på bruk av spesialisthelsetjenester, oppgir 39,3 prosent å ha vært i kontakt med legespesialist siste 12 mnd. Blant de som oppsøkte legespesialist er gjennomsnittlig antall besøk 2,6. Medianen er 2 kontakter med legespesialist. For hele utvalget er gjennomsnittlig antall besøk til legespesialist 1 besøk årlig. Dette inkluderer legespesialister som jobber både på og utenfor sykehus. 17,2 prosent har vært hos fysioterapeut, gjennomsnittet for hele utvalget er 3,1 behandlinger hos fysioterapeut siste 12 mnd.

9.4.2 Deskriptiv statistikk uavhengige variabler

Tabell 9.2 gir en oversikt over de uavhengige variablene i analysen. Gjennomsnittsalderen i utvalget er nær 44 år, og vi ser at nokså nøyaktig halvparten av utvalget er kvinner. Videre er 51,4 prosent gift eller registrert partner, mens 20 prosent er samboer.⁴⁴ Dummyvariabler for hvilken helseregion respondenten tilhører er inkludert i analysen for å fange opp eventuell geografisk variasjon.⁴⁵ 55 prosent av utvalget tilhører Helse Sør-Øst, 20,7 prosent tilhører Helse Vest, 14,2 prosent tilhører Helse Midt-Norge, mens 10,1 prosent bor i Helse Nord sitt geografiske administrasjonsområde. 80,1 prosent sier de bor i tettbygdt strøk. De resterende 19,1 prosent er definert bosatt i grisebygd strøk.

⁴⁴ Skillet mellom gift/registrert partner og samboer er ikke spesifisert i tabellen da begge grupper i den endelige analysen fanges opp i variabelen samboende.

⁴⁵ Helseregionene er geografisk avgrenset som følger: Helse Sør-Øst: Østfold, Akershus, Oslo, Hedmark, Oppland, Buskerud, Vestfold, Telemark, Aust-Agder og Vest-Agder. Helse Vest: Rogaland, Hordaland og Sogn og Fjordane. Helse Midt-Norge: Møre og Romsdal, Sør-Trøndelag og Nord-Trøndelag. Helse Nord: Nordland, Troms og Finnmark.

Tabell 9.2: Deskriptiv statistikk uavhengige variabler

Variabelnavn	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimumsverdi	Maksimumsverdi
alder	43,675	12,862	20	66
alder2	2072,933	1125,013	400	4356
kvinne	0,503	0,500	0	1
samboende	0,713	0,452	0	1
inntekt	384,351	405,037	-1328,171	17434,1
husinntekt	749,248	1259,328	-1328,171	68348,57
ekvhusinnt	426,006	569,321	-1328,171	28478,57
utdovgs	0,317	0,465	0	1
utdvgs	0,304	0,460	0	1
utdunil	0,258	0,438	0	1
utdunih	0,081	0,273	0	1
utdmis	0,040	0,197	0	1
jobb	0,821	0,384	0	1
ikke jobb	0,179	0,384	0	1
arboff	0,304	0,460	0	1
arbpriv	0,517	0,500	0	1
ufør	0,104	0,305	0	1
ledende	0,253	0,435	0	1
selvnær	0,048	0,213	0	1
arbledig	0,027	0,163	0	1
helsegod	0,823	0,381	0	1
helsemiddels	0,121	0,326	0	1
husedårlig	0,056	0,229	0	1
smerter	0,257	0,437	0	1
varigsykd	0,381	0,486	0	1
antvarigsykd	0,669	1,143	0	10
trener	0,742	0,438	0	1
ikkerøyk	0,671	0,470	0	1
dagligrøyk	0,230	0,421	0	1
avogtilrøyk	0,098	0,298	0	1
RHFSO	0,550	0,498	0	1
RHFV	0,207	0,405	0	1
RHFMN	0,142	0,349	0	1
RHFN	0,101	0,301	0	1
grisgrendt	0,191	0,393	0	1
tettbodd	0,809	0,393	0	1
antbarnu17	0,694	1,004	0	6

Gjennomsnittlig inntekt for respondentene i utvalget etter skatt er kr 384 351. Medianinntekten er kr 340 087. Gjennomsnittlig husholdningsinntekt er kr 749 248. Tilhørende medianverdi er kr 657 947. Vi observerer en nokså stor forskjell i median- og gjennomsnittsinntekt pga. noen veldig høye enkeltverdier som trekker opp snittet. Dessuten er yngre og eldre personer utelatt fra utvalget, slik at vi kun ser på personer i arbeidsdyktig alder. Dette bidrar også til at gjennomsnittsverdiene blir forholdsvis høye. Den høyeste personinntekten i utvalget er 17,4 millioner kroner, mens høyeste husholdningsinntekt er 68,3 millioner kroner. Minimumsverdien for begge variabler er negativ. Dette vil være tilfelle dersom fradragene på selvangivelsen er større enn inntekten.

Gjennomsnittlig ekvivalentinntekt for husholdninger er kr 426 006. Vi ser nokså store kjønnsforskjeller i inntekt (fremkommer ikke i tabellen). Mens mennene i utvalget har en gjennoms-

snittlig personlig inntekt etter skatt på kr 464 765, har kvinnene en inntekt på kr 305 262. Kvinnene i utvalget tjener altså kun 65 prosent av det mennene gjør. Standardavviket for menn er på kr 535 536, om lag tre ganger høyere enn for kvinner. Dette forteller oss at enkelte menn i utvalget har veldig høy inntekt, og at det er større forskjeller i menn sin inntekt enn for kvinner. Som forklart i avsnitt 6.1 viser tidligere empiri at sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring øker i inntekt. Gitt forskjellene i personlig inntekt er det ikke overraskende at vi finner at en mindre andel kvinner enn menn har behandlingsforsikring.

31,7 prosent har utdanning lavere enn avsluttet videregående skole som høyeste fullførte utdanningsnivå, mens 30,4 prosent har avsluttet videregående utdanning som høyeste utdanningsnivå. Omtrent en fjerdedel av utvalget har tatt høyere utdanning på lavere grad. Som forventet er det en god del færre, 8,1 prosent, som har studert fire år eller mer ved universitet eller høyskole. Dette tallet inkluderer også de som har tatt forskerutdanning. 4 prosent av de spurte har ikke oppgitt utdanningsnivå.

82,1 prosent av utvalget oppgir at de vanligvis er sysselsatt. Disse observasjonene er definert som i jobb.⁴⁶ De resterende 17,9 prosent oppgir at de vanligvis ikke er sysselsatt. Disse er definert som å være utenfor arbeidsstyrken. 10,4 prosent av utvalget mottar uførepensjon, mens 2,7 prosent oppgir å være arbeidsledig siste 3 mnd. Andre grunner til at respondenter oppgir ”ikke vanligvis sysselsatt” kan være studier, førtidspensjonering m.m. 51,7 prosent oppgir å være ansatt i et personlig eid firma, et aksjeselskap, organisasjon e.l. Disse regnes som privat ansatt og fanges opp i variabelen arbpriv. 30,4 prosent oppgir å være ansatt i kommunal, fylkeskommunal eller statlig virksomhet. Disse fanges opp i variabelen for offentlig ansatte. Videre svarer 25,3 prosent at de har en overordnet stilling med lederansvar for andre ansatte. Flere menn (38 prosent) enn kvinner (23 prosent) sier de har en overordnet stilling med lederansvar for andre medarbeidere (fremkommer ikke i tabellen). 4,8 prosent er selvstendig næringsdrivende.

For å si noe om individenes helse og investering i egen helse har jeg valgt å inkludere variabler for egenvurdert helse, smerter, antall varige sykdommer samt trening og røyking. På spørsmål om hvordan en vurderer sin egen helse sånn i alminnelighet, svarer 82,3 prosent at de vurderer den som meget god eller god. 12,1 prosent oppgir å ha middels helse, mens 5,6 prosent oppgir å ha dårlig eller meget dårlig helse. Andelen som oppgir at de vurderer egen helse som meget god eller god faller med alderen, mens bruken av helsetjenester øker med alderen. 38,1 prosent av

⁴⁶ Variabler for fulltid og deltid ble definert og inkludert i analysen, men droppet fra den endelige analysen da de ikke tilførte ytterligere forklaringskraft. 67,2 prosent av utvalget jobber fulltid, mens 14,7 prosent jobber deltid. Fulltid er her definert som mer enn 30 arbeidstimer per uke.

utvalget har én eller flere varige sykdommer. 25,7 prosent oppgir å ha hatt varige/stadig tilbakevendende smerter i kroppen siste 3 mnd. 74,2 prosent av utvalget trener minst én gang i uka. Når det gjelder røyking svarer 67,1 prosent at de ikke røyker, 9,8 prosent røyker av og til, mens 23 prosent røyker daglig.

9.4.3 Deskriptiv statistikk etter inntekt

Tabell 9.3 gir en oversikt over frekvensene innenfor hver inntektskvintil som har behandlingsforsikring. Inntekt deles inn i fem kvintiler, der femtedelen av utvalget med lavest inntekt tilhører første kvintil, mens de 20 prosentene med nest lavest inntekt tilhører andre kvintil osv. Den høyeste kvintilen representerer den femtedelen av utvalget som har høyest personlig inntekt.

Tabell 9.3: Behandlingsforsikring fordelt etter inntektskvintiler

Inntektskvintil	Behandlingsforsikring	Kollektiv behandlingsforsikring gitt sysselsatt	Individuell behandlingsforsikring
Personlig inntekt:			
1	5,6 %	2,8 %	4,0 %
2	5,8 %	2,7 %	3,6 %
3	7,9 %	6,7 %	1,7 %
4	11,0 %	9,2 %	2,2 %
5	16,7 %	13,7 %	3,2 %
Total⁴⁷	9,4 %	7,7 %	2,9 %
Ekvivalent husholdningsinntekt:			
1	5,8 %	3,2 %	3,6 %
2	7,3 %	5,6 %	2,7 %
3	7,4 %	6,3 %	1,9 %
4	11,9 %	10,1 %	2,5 %
5	14,5 %	11,4 %	3,8 %
Total	9,4 %	7,7 %	2,9 %

Det fremkommer klart av Tabell 9.3 at andelen med behandlingsforsikring er økende i inntekt. 16,7 prosent av personene i den høyeste inntektskvintilen for personlig inntekt har behandlingsforsikring, mot kun 5,6 prosent av de med lavest inntekt. Fordelingen endres ikke nevneverdig om vi ser på ekvivalent husholdningsinntekt. Sammenhengen mellom inntekt og behandlingsforsikring er like sterk når vi ser på kun kollektive avtaler for sysselsatte. 13,7 prosent i den høyeste inntektskvintilen for personlig inntekt har kollektiv behandlingsforsikring, mot kun 2,8 prosent i den laveste kvintilen. Som forventet har ikke husholdningsinntekt en nevneverdig effekt på fordelingen av kollektiv forsikring. Mer overraskende er det derimot at individuell behandlingsforsikring er relativt jevnt fordelt blant personer med høy og lav inntekt. Gitt antakelsen om at forsikring er et normalt gode, vil vi forvente at andelen med forsikring er økende i inntekt. Ser vi på personlig inntekt er det faktisk en høyere andel (4 prosent) som har en indivi-

⁴⁷ Gjennomsnittet totalt kan avvike marginalt fra utvalgsgjennomsnittet grunnet manglende inntektsopplysninger for et fåtall individer og/eller husholdninger.

duell forsikring i den laveste inntektskvintilen enn det er i den høyeste kvintilen (3,2 prosent). En kan tenke seg at avgjørelsen om forsikringskjøp er mer avhengig av husholdningens totale inntekt enn av personlig inntekt. Men selv om vi ser på ekvivalent husholdningsinntekt finner vi fortsatt at individuell forsikring er relativt jevnt fordelt i de fem inntektskvintilene. Den laveste andelen med PBF finner vi i den midterste inntektskvintilen.

Tabell 9.4: Bruk av helsetjenester fordelt etter inntektskvintiler

Inntektskvintil	Allmennlege	Legespesialist	Fysioterapeut
Personlig inntekt:			
1	83,1 %	37,3 %	17,8 %
2	85,3 %	44,2 %	19,5 %
3	82,8 %	40,5 %	18,2 %
4	83,8 %	39,5 %	17,6 %
5	79,4 %	34,8 %	13,1 %
Totalt⁴⁸	82,8 %	39,3 %	17,2 %
Ekvivalent husholdningsinntekt:			
1	82,4 %	36,3 %	15,4 %
2	84,1 %	40,2 %	20,5 %
3	83,3 %	42,5 %	18,2 %
4	82,5 %	38,8 %	16,9 %
5	81,9 %	38,6 %	15,3 %
Totalt	82,9 %	39,3 %	17,3 %

Tabell 9.4 gir en oversikt over prosentandel i de ulike inntektskvintilene som har besøkt hhv. allmennlege, legespesialist og fysioterapeut siste 12 mnd. Vi ser kun små og ingen systematiske variasjoner i bruk av helsetjenester hos personer i de ulike inntektskvintilene. Ser vi på personlig inntekt er det en lavere andel i den høyeste inntektskvintilen som har oppsøkt allmennlege, legespesialist eller fysioterapeut siste 12 mnd sammenlignet med andelen i den laveste inntektskvintilen, men differansen reduseres når vi ser på ekvivalent husholdningsinntekt. Det er verdt å merke seg at disse tallene ikke sier noe om ulikheter i behov for helsetjenester.

9.4.4 Deskriptiv statistikk for de med privat behandlingforsikring

Tabell 9.5 gir en oversikt over privat behandlingforsikring fordelt på type avtale, kjønn, aldersgrupper, utdanningsnivå, helsestatus samt bruk av helsetjenester og geografiske variabler.

Gjennomsnittsalderen blant de med behandlingforsikring er 41,5 år. Majoriteten befinner seg i aldersgruppen 25-44 år. Av den deskriptive statistikken ser vi at den typiske innehaver av behandlingforsikring i Norge er en mann i 40-årene med arbeidsgiverbetalt forsikring. Sannsynligvis har han også høyere inntekt enn gjennomsnittet og god helse. Gjennomsnittlig inntekt i

⁴⁸ Gjennomsnittet totalt kan avvike marginalt fra utvalgsgjennomsnittet grunnet manglende inntektsopplysninger for et fåtall individer og/eller husholdninger.

denne gruppen er kr 521 098, høyere enn i utvalget totalt. Hele 35,5 prosent av personene med behandlingsforsikring tilhører den høyeste inntektskvintilen.

Tabell 9.5: Deskriptiv statistikk for de med privat behandlingsforsikring

	Blant de med privat behandlingsforsikring	Utvalgsgjennomsnitt
Individuell avtale	31,5 %	2,9 %
Kollektiv avtale	68,5 %	6,4 %
Kvinner	39,1 %	50,3 %
Menn	60,9 %	49,7 %
Alder 20-24 år	7,1 %	8,4 %
Alder 25-44 år	53,6 %	43,9 %
Alder 45-66 år	39,3 %	47,7 %
I jobb	93,3 %	82,1 %
Ikke i jobb	6,7 %	17,9 %
Lavere enn avsluttet videregående utdanning	24,4 %	31,7 %
Videregående, fullført	34,3 %	30,4 %
Høyere utdanning, lavere grad	25,3 %	25,8 %
Høyere utdanning, høyere grad	7,6 %	8,1 %
Utdanning ikke oppgitt	3,9 %	4,0 %
Røyker ikke	68,5 %	67,1 %
Røyker daglig	19,7 %	23,0 %
Røyker av og til	11,7 %	9,8 %
Varig sykdom	27,0 %	38,1 %
God helse	91,6 %	82,3 %
Middels helse	6,3 %	12,1 %
Dårlig helse	2,2 %	5,6 %
Besøkt allmennlege siste 12 mnd	79,0 %	82,8 %
Besøkt legespesialist siste 12 mnd	35,9 %	39,3 %
Besøkt fysioterapeut siste 12 mnd	16,2 %	17,2 %
Bosatt i Helse Sør-Øst	56,8 %	55,0 %
Bosatt i Helse Vest	22,5 %	20,7 %
Bosatt i Helse Midt-Norge	13,6 %	14,2 %
Bosatt i Helse Nord	7,1 %	10,1 %
Bosatt i grisgrendt strøk	15,8 %	19,1 %

Ser vi på røyking finner vi at 19,7 prosent av de med behandlingsforsikring røyker daglig. 11,7 prosent sier de røyker av og til, mens de resterende 68,5 prosent ikke røyker. For utvalget som helhet er tallene for daglig røyking 23 prosent, røyking av og til 9,8 prosent og ikke-røyk 67,1 prosent. Ser vi kun på de uten privat behandlingsforsikring er det hele 23,3 prosent som oppgir å røyke daglig, 9,7 prosent røyker av og til, mens 66,9 prosent aldri røyker. Andelen som røyker daglig er betydelig lavere i gruppen med privat behandlingsforsikring enn i gruppen uten. Forholdsvis flere med slik forsikring oppgir riktignok å røyke av og til enn i gruppen uten forsikring, men ikke flere enn at andelen som aldri røyker er høyere i gruppen med forsikring enn i gruppen uten. Dette funnet motstrider tidligere empiri (jf. Jofre-Bonet (2000) og Aarbu (2007) i avsnitt 6.1). Det tyder på at tilbyderne av forsikring lykkes i sin prisdifferensiering og ikke har problemer med ugunstig utvalg i form av en uforholdsmessig stor andel røykere blant sine forsikringstakere. Andelen personer som oppgir å ha minst én varig sykdom er også mindre i gruppen

pen med privat behandlingsforsikring. 27 prosent av forsikringstakerne oppgir å ha minst én varig sykdom, mens 39,3 prosent i gruppen uten forsikring har varig sykdom.

Tidligere empiri (Jones et al., 2005; Van Doorslaer et al., 2006; Salvado, 2008) finner at personer med behandlingsforsikring har høyere sannsynlighet for å oppsøke spesialisthelsetjenesten enn personer uten slik forsikring. Mens 82,3 prosent av utvalget oppgir å ha meget god eller god helse, finner vi at hele 91,6 prosent av de som har privat behandlingsforsikring oppgir å ha meget god eller god helse. Av den grunn er det noe mindre oppsiktsvekkende at vi finner at en mindre andel av personene med behandlingsforsikring har hatt kontakt med allmennlege og legespesialist siste 12 mnd enn personene uten behandlingsforsikring. Blant personene uten behandlingsforsikring har 82,5 prosent hatt kontakt med allmennlege siste 12 mnd, mens tilsvarende tall for de med behandlingsforsikring er 79 prosent. Ser vi på besøk til legespesialist har 39,6 prosent av de uten behandlingsforsikring besøkt legespesialist, mens 35,9 prosent av de med behandlingsforsikring har besøkt legespesialist siste 12 mnd. Dette er interessant siden tidligere empiri har funnet at personer med privat behandlingsforsikring har høyere sannsynlighet for å bruke helsetjenester enn personer uten slik forsikring. Kontrollerer en for behov kan imidlertid dette fortsatt være tilfelle. Vi er derfor nødt til å foreta analyser der vi kontrollerer for relevante faktorer før vi kan si noe mer om dette.

10 Økonometrisk metode

I dette kapitlet redegjøres det for den økonometriske metoden som ligger til grunn for analysen i kapittel 11. Analysen er gjort med logitmodellen, som redegjøres for i avsnitt 10.1, og med negativ binomialmodellen. Denne redegjøres for i avsnitt 10.2. Valg av estimeringsmetode er basert på tidligere empiriske studier, og er foretrukket metode bl.a. i Van Doorslaer et al. (2002), Van Doorslaer et al. (2004) og Salvado (2008). Også Grasdahl og Monstad (2009b) bruker en modell med diskret avhengig variabel for å analysere sannsynligheten for bruk av legespesialist, og Iversen og Kopperud (2005) bruker en negativ binomialmodell for å analysere antall legespesialistbesøk. Fremstillingen i dette kapitlet bygger på Bratberg (2004), Verbeek (2008) og Wooldridge (2006).

10.1 Logitmodellen

For å analysere sammenhengen mellom privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester brukes en modell med diskret avhengig variabel. Respondentene i datasettet som brukes i denne analysen har blitt stilt spørsmål av typen: Har du en privat behandlingsforsikring? Har du oppsøkt allmennlege siste 12 mnd? Har du oppsøkt legespesialist siste 12 mnd? Alle disse spørsmålene besvares med ”ja” eller ”nei”, også kalt binære valg.

Ser vi på legebesøk har vi en avhengig variabel (y_i) som inntar verdien 1 dersom individet har besøkt lege siste 12 mnd, og verdien 0 dersom individet ikke har besøkt lege i dette tidsrommet.

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{besøkt lege} \\ 0 & \text{ikke besøkt lege} \end{cases}$$

Anta så at $\Pr(y_i = 1)$ er en funksjon av K antall variabler, som alder, kjønn, inntekt, utdanning, helsetilstand, behandlingsforsikring osv.

Modeller med en diskret avhengig variabel kan formuleres som en logit- eller en probitmodell. Begge disse modellene har en symmetrisk tetthetsfunksjon og gir en S-formet kumulativ fordelingsfunksjon som sørger for at de estimerte sannsynlighetene holder seg i $[0,1]$ -intervallet. Modellene beskriver sannsynligheten for at $y_i = 1$, men kan også være avledet fra en underliggende variabel, for eksempel en indeks som indikerer nytten ved et bestemt utfall.

Logit- og probitmodellen bygger på den samme underliggende sannsynlighetsmodellen, så hovedforskjellen ligger i forutsetningene om feilleddene. Logitmodellen er gitt ved den logistiske

fordelingen, mens probitmodellen er gitt ved den kumulative standardnormalfordelingen. I litteraturen brukes de to modellene om hverandre. Jeg velger å bruke logitspesifikasjonen.

I logitmodellen undersøkes sannsynligheten for at en tilstand inntreffer, $y_i = 1$, gitt et sett med forklaringsvariabler, altså $\Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}_i)$. $\beta' \mathbf{x}_i$ er en matrisevektor av i antall forklaringsvariabler x og k antall koeffisienter β .

$$\beta' \mathbf{x}_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_j x_{ji} + \dots + \beta_k x_{ki}$$

Logitmodellen er gitt ved:

$$\Pr(y_i = 1) = \frac{\exp(\beta' \mathbf{x}_i)}{1 + \exp(\beta' \mathbf{x}_i)} = \Lambda(\beta' \mathbf{x}_i) \quad (10.1)$$

10.1.1 Estimering

Logitmodellen kan estimeres ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet (maximum likelihood).

Vi definerer $z_i = \beta' \mathbf{x}_i$ og $P_i = P(z_i) \stackrel{\text{def}}{=} \Pr(y_i = 1 | z_i)$ der $P(\cdot)$ står for logitmodellen.

For individ i har vi følgende mulige utfall: $\Pr(y_i = 1 | z_i) = P_i$ og $\Pr(y_i = 0 | z_i) = (1 - P_i)$

Bidraget til rimelighetsfunksjonen for individ i blir da:

$$l_i = P_i^{y_i} (1 - P_i)^{1-y_i} \quad (10.2)$$

For hvert individ er verdien for y_i et resultat av en binomisk prosess med sannsynligheter gitt ved P_i og $(1 - P_i)$. Gitt uavhengighet mellom individene, altså at verdien på y_i for ett individ ikke påvirker verdien på y_i for et annet individ, kan vi formulere rimelighetsfunksjonen for hele utvalget som produktet av enkeltbidragene:

$$L = \prod_{i=1}^n P_i^{y_i} (1 - P_i)^{1-y_i} \quad (10.3)$$

Logaritmen av rimelighetsfunksjonen⁴⁹ er:

$$\ln L = \prod_{i=1}^n \{y_i \ln P_i + (1 - y_i) \ln(1 - P_i)\} \quad (10.4)$$

Vi har sannsynligheter P_i som varierer fra individ til individ, avhengig av verdiene på forklaringsvariablene. Sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet går ut på å maksimere $\ln L$ mhp. β . Dette gir $k = 1, \dots, K$ antall førsteordensbetingelser som vist i ligning (10.5).

$$\frac{\delta \ln L}{\delta \beta_k} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{P_i} - \frac{1 - y_i}{1 - P_i} \right) \frac{\delta P_i}{\delta z_i} x_k = \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - P_i}{P_i(1 - P_i)} \right) \frac{\delta P_i}{\delta z_i} x_k = 0 \quad (10.5)$$

Førsteordensbetingelsene løses numerisk. Estimeringen i denne analysen er foretatt i Stata 10.

10.1.2 Marginaleffekter

De estimerte koeffisientene for de ukjente β -parametrene tolkes oftest kun mhp. fortegn og signifikansnivå. Resultatene sier noe om i hvilken retning en variabel x_{ik} påvirker $\Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}_i)$. For å få en mer intuitiv tolkning av koeffisientestimatene $\hat{\beta}_k$ kan vi regne resultatene om til marginaleffekter.

Effekten av en forklaringsvariabel på sannsynligheten for at den avhengige variabelen er lik én finnes ved partiellderivering. Denne effekten kalles marginaleffekten:

$$\frac{\delta \Pr(y_i = 1)}{\delta x_{ik}} = \frac{\delta F(\beta' \mathbf{x}_i)}{\delta x_{ik}} \beta_k = f(\beta' \mathbf{x}_i) \beta_k \quad (10.6)$$

der $f(\cdot)$ er tetthetsfunksjonen. Marginaleffekten til forklaringsvariabelen x_k er gitt ved:

$$\frac{\delta P_i}{\delta x_{ik}} = \left(\frac{\exp(\beta' \mathbf{x}_i)}{1 + \exp(\beta' \mathbf{x}_i)} - \frac{(\exp(\beta' \mathbf{x}_i))^2}{(1 + \exp(\beta' \mathbf{x}_i))^2} \right) \beta_k = \Lambda(\beta' \mathbf{x}_i) (1 - \Lambda(\beta' \mathbf{x}_i)) \beta_k \quad (10.7)$$

Vi ser at marginaleffektene er en funksjon av verdiene på forklaringsvariablene. Vanlig tilnærming er å evaluere marginaleffekten med utgangspunkt i utvalgsgjennomsnittet. Det er disse marginaleffektene som rapporteres i analysen i kapittel 11. Marginaleffekten viser da hvor mye

⁴⁹ I engelsk terminologi omtales denne som log likelihoodfunksjonen, og metoden med sannsynlighetsmaksimering som benyttes kalles maximum likelihood.

den avhengige variabelen y_i endres når x_k endres med én enhet, evaluert for et gjennomsnittsindivid i utvalget.

10.2 Negativ binomialmodell

For å undersøke om det er en sammenheng mellom å ha privat behandlingsforsikring og *antall* ganger en oppsøker helsetjenesten ved hhv. allmennlege, legespesialist og fysioterapeut, brukes negativ binomialmodellen, også kalt NegBin II. Dersom respondentene svarte ja på de binære valg-spørsmålene om bruk av helsetjenester, som ligger til grunn for estimeringen i forrige avsnitt, ble de bedt om å oppgi antall besøk siste 12 mnd. Det er disse spørsmålene som ligger til grunn for de avhengige variablene som er brukt i estimeringen med negativ binomialmodellen. Observasjonene kan kun innta ikke-negative verdier, modellen er altså trunkert i null. Utfallet kan være null for en betydelig del av utvalget, men modellen tar høyde for at utfallene er diskrete og rangerte.

Den avhengige variabelen y_i kan ta verdiene 0, 1, 2, ... Vi ønsker å forklare fordelingen til y_i , eller den forventede verdien til y_i , gitt et sett av forklaringsvariabler \mathbf{x}_i . Der \mathbf{x}_i og β' tolkes som i avsnitt 10.1. Forventet verdi til y_i , gitt \mathbf{x}_i , er gitt ved:

$$E(y_i | \mathbf{x}_i) = \exp(\beta' \mathbf{x}_i) \quad (10.8)$$

For å bestemme sannsynligheten for et gitt utfall, eksempelvis $\Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}_i)$ trenger vi ytterligere forutsetninger. De ulike tellemodellene, som Poisson-, NegBin I- og NegBin II-modellen, har ulike antakelser om fordeling og variansen til y_i . Jeg har valgt å bruke NegBin II-modellen i analysen fordi den tillater størst varians i y_i . Valget samsvarer med tidligere empiri. y_i tolkes her som forventet antall besøk til enten allmennlege, legespesialist eller fysioterapeut. Størrelsen på standardavvikene (gjengitt i Tabell 9.1) til de nevnte tellevariablene tyder på at variansen er stor. NegBin II-modellen har mange likhetstrekk med Poissonmodellen, men tillater at variansen er større enn gjennomsnittsverdien til y_i . Denne ekstra variansen omtales som overspredning (overdispersion). Mens man i NegBin I-modellen antar at denne spredningen er konstant, antar man i NegBin II-modellen at spredningen er en funksjon av forventningsverdien til y_i . Det antas at variansen til y_i er gitt ved:

$$V(y_i | \mathbf{x}_i) = [1 + \alpha^2 \exp(\beta' \mathbf{x}_i)] \exp(\beta' \mathbf{x}_i) \quad (10.9)$$

For $\alpha^2 > 0$, der størrelsen på overspredningen øker for enheter med et høyere gjennomsnitt. Dersom $\alpha^2 = 0$ tilsvarer det Poisson-modellen.

10.2.1 Estimering

Analysen med negativ binomialmodell er utført slik rutinen er implementert i Stata, hvor modellen estimeres med sannsynlighetsmaksimeringsprinsippet (maximum likelihood (ML)) (jf. avsnitt 10.1.1). I estimeringen i Stata rapporteres også log likelihood verdiene ved Poisson-estimering og NegBin I-estimering. I alle regresjonsresultater som gjengis i kapittel 11.2 gav NegBin II-modellen høyest log likelihood verdi for samme antall parametre, og er derfor foretrukket modell. ML-estimatoren i negativ binomialmodellen er robust mot feilspesifisert fordeling, og gitt at ligning (10.8) er riktig spesifisert, vil ML-estimatoren i NegBin II være konsistent for β .

10.2.2 Marginaleffekter

For å tolke marginaleffekter i negativ binomialmodellen er det vanlig å ta utgangspunkt i den betingede forventningen i ligning (10.8). Dersom x_{ik} er en kontinuerlig forklaringsvariabel vil effekten av en marginal endring i x_{ik} på forventningsverdien til y_i (når alle andre variabler holdes konstant), være gitt ved:

$$\frac{\delta E(y_i | \mathbf{x}_i)}{\delta x_{ik}} = \exp(\beta' \mathbf{x}_i) \beta_k \quad (10.10)$$

Uttrykket i ligning (10.10) vil ha samme fortegn som koeffisienten β_k . Som i logitmodellen kan uttrykket evalueres for et gjennomsnittsindivid i utvalget, eller en kan konvertere koeffisientestimatene til semielastisiteter som følger:

$$\beta_k = \frac{\delta E(y_i | \mathbf{x}_i)}{\delta x_{ik}} \frac{1}{E(y_i | \mathbf{x}_i)} \quad (10.11)$$

Ligning (10.11) uttrykker den relative endringen i forventet verdi til y_i når forklaringsvariabel x_{ik} endres med én enhet (*ceteris paribus*).

Dersom x_{ik} er en dummyvariabel kan vi sammenligne forventet verdi til y_i , gitt at $x_{ik} = 0$ og $x_{ik} = 1$, når alle andre variabler i \mathbf{x}_i holdes konstant. Det kan verifiseres at:

$$\frac{E(y_i | x_{ik} = 1, \mathbf{x}_i^*)}{E(y_i | x_{ik} = 0, \mathbf{x}_i^*)} = \exp(\beta_k) \quad (10.12)$$

Hvor x_i^* står for vektoren x_i , ekskludert element k . Tolkningen blir at forventningsverdien til y_i er $\exp(\beta_k)$ ganger større dersom dummyvariabelen x_{ik} er lik 1 enn hvis den er lik 0, uavhengig av verdien på andre forklaringsvariabler.

10.3 utfordringer ved denne typen analyser

I dette avsnittet redegjøres det for utfordringer som kan oppstå i forbindelse med analysen i kapittel 11. I avsnitt 10.3.1 omtales endogenitetsproblemer knyttet til målefeil og utelatt variabel, mens avsnitt 10.3.2 omhandler problematikken knyttet til selektert utvalg.

10.3.1 Endogenitet

Vi har problemer med endogenitet dersom feilledet i en regresjonsmodell er korrelert med en eller flere av forklaringsvariablene i modellen. Forutsetningen om at ingen forklaringsvariabler er korrelert med feilledet er da brutt, og estimatene vil være inkonsistente. De mest relevante endogenitetsproblemer å omtale i forbindelse med denne analysen er knyttet til målefeil og utelatt variabel.

Målefeil innebærer at datasettet inneholder feilinformasjon, der en eller flere variabler tar en annen verdi enn den som er reell. Avviket mellom reell og feilrapportert verdi tilsvarer målefeilen. Det kan forekomme målefeil både i de avhengige og de uavhengige variablene. Innsamlingsfeil og bearbeidingsfeil kan påvirke kvaliteten på data. Svar kan ha blitt registrert feil, eller respondenten kan misforstå spørsmål og oppgi feilaktige svar. Det kan også tenkes at respondenten med vilje oppgir feilaktige svar fordi vedkommende ikke vil oppgi sensitiv informasjon. Videre kan det være at respondenten rett og slett ikke husker det korrekte svaret og oppgir et anslag. Anslag på antall ganger en har oppsøkt lege og andre helsetilbud siste 12 måneder vil være sårbare for at respondentene har vansker med å huske forhold tilbake i tid. Målefeil er imidlertid ikke å betrakte som et problem med mindre den er systematisk. Det er ingen grunn til å tro at eventuell målefeil i datasettet knyttet til ovennevnte forhold er systematisk, siden noen individer vil overrapportere verdier mens andre vil underrapportere i forhold til reell verdi.

9,3 prosent av personene i utvalget har behandlingsforsikring. Ser vi på antall tegnede avtaler på 193 286 utgjør dette 6,5 prosent av befolkningen mellom 20-66 år.⁵⁰ Statistikken fra FNO og Vertikal (jf. avsnitt 5.6.1) viser at 168 342 av disse forsikringene er kollektive. Dette utgjør 87

⁵⁰ Tall fra SSB per 01.01.2010.

prosent av totalt antall forsikrede. Tilsvarende utvalgsverdi er 68,5 prosent. Differansen mellom de 9,3 prosent av utvalget som oppgir å ha behandlingsforsikring og de 6,5 prosent av befolkningen som har slik forsikring ifølge bransjens egne tall, er for stor til å skyldes tilfeldigheter. Spørsmålsteksten i 2008-undersøkelsen er presisert i forhold til levekårsundersøkelsen i 2005, da en opplevde målefeil (jf. Veberg, 2009), og lyder som følger: *”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?”* (Wilhelmsen, 2008). Videre står det at *”livsforsikring, uføreforsikring, ulykkesforsikring og forsikring ved kritisk sykdom skal ikke inkluderes”*, men dette er i utgangspunktet ment som informasjon til intervjuer i følge dokumentasjonsrapporten, og er ikke nødvendigvis faktum alle respondenter er blitt gjort klar over. Det kan ikke utelukkes at noen respondenter har misforstått og feilaktig svart ja på spørsmålet om de har en privat behandlingsforsikring. Eksempelvis kan en ha forvekslet andre typer forsikringer med behandlingsforsikring. Størrelsen på målefeilen er likevel betraktelig redusert i dette datasettet sammenlignet med levekårsundersøkelsen 2005.

En annen kilde til endogenitet er utelatte variabler. En utelatt variabel er en variabel det er ønskelig å kontrollere for, som ikke er tatt med i regresjonen. Årsaken til dette er at variabelen er uobserverbar. En utfordring for den empiriske analysen er at individets valg om å tegne PBF påvirkes av individuelle risikopreferanser, noe som kan gi opphav til endogenitetsproblemer. Individenes risikoaversjon er uobserverbart i det tilgjengelige datasettet for denne analysen, men kunne tenkes å være interessant å kontrollere for.

Variabler som anses som relevante i følge tidligere empiri (Jones et al., 2005; Salvado, 2008; Van Doorslaer et al., 2002, 2004, 2006) er inkludert i denne analysen. Van Doorslaer et al. (2002) påpeker at selv om inkludering av en variabel for privat helseforsikring i analysen lar oss kontrollere for en forsikringseffekt, lar det oss ikke skille mellom seleksjonseffekten og selve brukseffekten (jf. Jones et al., 2005 i avsnitt 7.1). Siden frivillig kjøp av privat behandlingsforsikring sannsynligvis er relatert til forventet fremtidig konsum av helsetjenester, påpeker Van Doorslaer et al. (2002) at forsikringsvariabelen i utgangspunktet bør behandles som en endogen variabel. Dette er imidlertid ikke gjort deres analyse, og gjøres heller ikke i min analyse. I ovennevnte studier er privat helseforsikring inkludert som en variabel så sant data er tilgjengelig. På grunn av potensielle endogenitetsproblemer har analyser av helsetjenestebruk generelt – og av betydningen av privat helseforsikring spesielt – oftest ikke som formål å identifisere kausale effekter.

Bruk av instrumentvariabel er en vanlig metode for å korrigere for endogenitet. Kravene til en instrumentvariabel er at den er korrelert med den endogene variabelen, men ikke korrelert med feilleddet. I denne analysen er det ikke funnet passende instrumenter for behandlingsforsikring. Dersom informasjon om hvorvidt andre i respondentens husholdning har behandlingsforsikring, eller om respondenten har en arbeidsgiver som tilbyr behandlingsforsikring til sine ansatte var tilgjengelig, kunne dette vært aktuelle instrumenter i en analyse. Jones et al. (2005) utnytter pannedata de har tilgjengelig ved å bruke forsikringsstatus i fjoråret som instrument for forsikringsstatus, og deretter se om dette har en effekt på bruk av helsetjenester året etterpå. Dermed kan en utelukke at bruk av helsetjenester i inneværende kan ha påvirket forsikringsavgjørelsen.

Analysen i denne oppgaven lar oss ikke undersøke hvilken vei kausaliteten i sammenhengene går. Antakelig har vi et endogenitetsproblem i sammenhengen mellom helsetjenestebruk og privat behandlingsforsikring. Selv om vi kontrollerer for helsetilstand er det en rekke faktorer vi ikke kan kontrollere for som sannsynligvis påvirker avgjørelsene om forsikringskjøp og bruk av helsetjenester, eksempelvis livsstil, risikopreferanser osv. Det er likevel grunn til å tro at eventuelle endogenitetsproblemer i denne analysen i mindre grad er knyttet til individuelle kjennetegn, siden majoriteten av forsikringsavtalene er betalt av arbeidsgiver.

10.3.2 Selektert utvalg

I empiriske analyser er det ofte et problem at alle individene i analysen ikke har oppgitt fullstendig informasjon på alle variabler. Det er vanlig å droppe individer med manglende informasjon fra analysen, men ulempen med dette er at utvalgsstørrelsen reduseres. Dersom det ikke er tilfeldig hvem som har unnlatt å oppgi informasjon, kan vi risikere at utvalget er selektert og at vi dermed har brudd på forutsetningen om tilfeldig utvalg. Det viser seg at kvinner og personer i aldersgruppen 45-66 år er noe overrepresentert i nettoutvalget. Avvikene i utvalget er likevel lite, og forventes i følge dokumentasjonsrapporten (Wilhelmsen, 2008) ikke å ha noen avgjørende betydning for analyser. Det er kun et fåtalls individer som ikke har svart eller ikke ønsket å svare på alle spørsmål som er relevant for denne analysen. Der informasjon mangler på sentrale variabler er disse observasjonene droppet (jf. avsnitt 9.2).

De nevnte utfordringer ved denne typen analyser gjør at jeg fokuserer på å identifisere systematiske sammenhenger. Sammenhengene som fremkommer i analysen tolkes som en korrelasjon mellom variabler, uten at vi kan si noe om årsakssammenheng.

11 Empirisk analyse

I dette kapitlet presenteres resultatene fra den empiriske analysen. Først presenteres resultatene fra logitspesifikasjonen i delkapittel 11.1. Regresjonsanalysen med behandlingsforsikring som avhengig variabel gjennomgås i avsnitt 11.1.1. Deretter gjennomgås resultatene fra regresjonene som ser på sammenhengen mellom PBF og bruk av helsetjenester, med allmennlege, legespesialist og fysioterapeut som avhengige variabler, i avsnitt 11.1.2-11.1.4. Resultatene fra analysen med negativ binomialmodell presenteres i delkapittel 11.2, hvor regresjoner med antall besøk til allmennlege, legespesialist og fysioterapeut gjennomgås i avsnitt 11.2.1-11.2.3. Det presiseres at signifikante endringer i sannsynlighetene og forventningsverdiene ikke sier noe om kausalitet, kun at det observeres en korrelasjon mellom variablene.

11.1 Estimering med logitmodellen

I logitanalysen undersøker jeg om det finnes en sammenheng mellom PBF og sannsynligheten for å oppsøke helsetjenester (kontaktavgjørelsen). Sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring, samt sannsynligheten for å oppsøke hhv. allmennlege, legespesialist og fysioterapeut redregjøres for i dette delkapitlet.

Regresjonsresultatene presenteres i tabeller der verdier for variablene listet i kolonne 1 oppgis som følger: Marginal effekt med tilhørende standardavvik i kolonne 2, variabelens gjennomsnittsverdi i kolonne 3 og koeffisientestimat med tilhørende standardavvik i kolonne 4. Estimer som er signifikante på 5 prosents nivå er uthevet og merket med **, mens estimer som er signifikante på 10 prosents nivå er merket med *. # indikerer at variabelen er en dummyvariabel, der marginaleffekten er for en diskret endring av dummyvariabelen fra 0 til 1. Tabellforklaringen er generell og gjelder også for andre tabeller i dette kapitlet. Variablene kommenteres gruppevis. For fullstendig liste og definisjon av alle variabler vises til Appendiks B.

Nederst i hver tabell rapporteres verdier for log likelihood, pseudo R^2 og likelihood-ratio (LR)-testen. Pseudo R^2 er et mål på hvor godt modellen føyer seg til observerte data i modeller med diskret avhengig variabel. Generelt vil en høyere verdi indikere at modellen føyer seg bedre til observerte verdier. I estimeringen med logitmodellen varierer verdien fra 0,054 til 0,094. Regresjonen med behandlingsforsikring som avhengig variabel har lavest forklaringskraft, mens regresjonen med fysioterapeut som avhengig variabel har høyest forklaringskraft. Verdien på pseudo R^2 er generelt lav i binære valg-modeller. Med det underliggende datamaterialet er det

lite som kan gjøres med dette. LR-testen tester nullhypotesen om at alle koeffisientene (med unntak av konstantleddet) er lik null. P-verdien i parentes oppgir laveste signifikansnivå hvor nullhypotesen kan forkastes. For alle regresjonsresultater i dette kapitlet er p-verdien for LR-testen lik 0,000, og vi kan følgelig i alle tilfeller forkaste nullhypotesen.

11.1.1 Sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring

Regresjonen med behandlingsforsikring som avhengig variabel er rapportert i Tabell 11.1.

Demografiske variabler

Både alder, kjønn og antall barn er signifikant korrelert med sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring. Sannsynligheten for å ha PBF minker med alderen.⁵¹ De fleste forsikringselskap (jf. Appendiks A) har aldersavhengig premie på individuelle avtaler, og når prisen på forsikring blir dyrere med alderen er det naturlig at kvantum kjøpt faller. Etterspørselen blant høyere aldersgrupper kan fremdeles være like stor eller større enn etterspørselen i lavere aldersgrupper, men høyere pris kan føre til at mange likevel velger ikke å kjøpe forsikring. En mer omfattende sykdomshistorikk kan også være årsak til at flere eldre nektes forsikring. Dette blir imidlertid kun spekulasjoner ettersom data over antall personer som nektes forsikring ikke er tilgjengelig.

Kvinner har 2,5 prosent lavere sannsynlighet for å ha PBF enn menn, og effekten er signifikant på 5 prosents nivå. At menn finnes å ha en høyere sannsynlighet for å ha PBF enn kvinner samsvarer med funnene til Seim et al. (2007) og Aarbu (2009). En mulig forklaring kan være at menn oftere er sysselsatte i yrker med høyere risiko, at flere menn enn kvinner innehar lederstillinger⁵² og at menn har en høyere sannsynlighet for å være sysselsatt i privat sektor enn kvinner (Aarbu, 2009).

Av de geografiske variablene er det kun RHFN som er signifikant. Personer bosatt i Helse Nord har 2,3 prosent lavere sannsynlighet for å ha PBF enn personer bosatt i Helse Sør-Øst, som er basiskategorien. Forklaringen som først melder seg er at beboere i Nord-Norge kanskje ikke kjøper PBF fordi det er få private tilbydere av helsetjenester i geografisk nærområde. Lokal etterspørsel er muligens for liten til at private tjenestetilbydere har funnet det potensielt lønnsomt

⁵¹ Alder kvadrert ble funnet ikke å være statistisk signifikant i denne regresjonen og ble derfor droppet fra den endelige analysen, men er beholdt i regresjoner der den var statistisk signifikant.

⁵² 31 prosent av lederne i Norge er kvinner (SSB).

Tabell 11.1: Regresjonsresultat med behandlingsforsikring som avhengig variabel

Variabel	Marginaleffekt (std.avvik)	Gjennomsnittsverdi for variabel	β -koeffisient (std.avvik)
alder	-0,001* (0,000)	43,675	-0,009* (0,005)
kvinne#	-0,025** (0,008)	0,503	-0,348** (0,105)
samboende#	0,006 (0,009)	0,713	0,081 (0,128)
ekvhusinnt	0,000009** (0,00000)	426,006	0,000131** (0,000057)
utduvgs#	-0,013 (0,009)	0,317	-0,191 (0,134)
utdunil#	-0,024** (0,008)	0,258	-0,352** (0,131)
utdunih#	-0,033** (0,010)	0,081	-0,561** (0,200)
utdmis#	-0,016 (0,016)	0,040	-0,240 (0,271)
ikkejobb#	-0,030** (0,012)	0,179	-0,469** (0,214)
ufør#	-0,040** (0,015)	0,104	-0,710** (0,348)
ledende#	0,037** (0,010)	0,253	0,466** (0,109)
arbledig#	-0,061** (0,015)	0,027	-1,460** (0,729)
helsemiddels#	-0,024** (0,012)	0,121	-0,373* (0,213)
harsedårlig#	-0,008 (0,024)	0,056	-0,113 (0,359)
smertes#	-0,006 (0,009)	0,257	-0,086 (0,137)
varigsykd#	-0,016** (0,008)	0,381	-0,231* (0,120)
trener#	0,003 (0,008)	0,742	0,046 (0,119)
avogtilrøyk#	0,005 (0,012)	0,098	0,074 (0,160)
dagligrøyk#	-0,003 (0,009)	0,230	-0,036 (0,134)
RHFV#	-0,002 (0,009)	0,207	-0,033 (0,125)
RHFMN#	-0,007 (0,010)	0,142	-0,095 (0,150)
RHFN#	-0,023** (0,011)	0,101	-0,360* (0,195)
grisgrendt#	-0,012 (0,009)	0,191	-0,181 (0,137)
antbarnu17	0,008** (0,004)	0,694	0,115** (0,051)
y = behandlingsforsikring	0,078	Konstant	-1,604** (0,235)
Log likelihood	-1451,834		
Pseudo R ²	0,054	LR-test χ^2_{24}	164,39 (p=0,000)

* indikerer signifikans på 10 prosentens nivå.

** og uthevet skrift indikerer signifikans på 5 prosentens nivå.

indikerer at variabelen er en dummyvariabel. Marginaleffekten er for en diskret endring av dummyvariabel fra 0 til 1.

å etablere seg, og dette resulterer i lavere etterspørsel etter PBF. Det kan også tenkes at personer bosatt i Helse-Nord er mer fornøyd med det offentlige tilbudet av helsetjenester, men ser vi på tallene for gjennomsnittlig ventetid i 2009 (jf. Tabell 2.3) var den 84 dager i Helse Nord, mot 74 dager i Helse Sør-Øst.

Ett ekstra barn i husholdningen øker sannsynligheten for å ha PBF med 0,8 prosent. Årsaken til dette kan vi bare spekulere i, men i separate regresjoner for kvinner og menn (ikke rapportert) finner jeg at koeffisienten og margineffekten til variabelen for antall barn er signifikant for kvinner, men ikke for menn. Funnet kan tyde på at kvinner legger antall barn og forsørgeransvar til grunn når de etterspør privat behandlingsforsikring. Selv i regresjoner med kollektiv behandlingsforsikring som avhengig variabel kun på kvinner som er i jobb (ikke rapportert), observeres det en signifikant positiv korrelasjon (på 5 prosents nivå) med antall barn. Koeffisienten til variabelen for sivil status er ikke statistisk signifikant.⁵³

Sosioøkonomiske variabler

Inntekt er signifikant positivt korrelert med sannsynligheten for å ha PBF. Dette er som forventet ettersom forsikring er et normalt gode, og samsvarer også med tidligere empirisk forskning (jf. avsnitt 6.1). Margineffekten av en inntektsøkning på 1000 kroner blir likevel forsvinnende liten: En inntektsøkning på kr 1000 øker sannsynlighet for å ha behandlingsforsikring med 0,0009 prosent. Med andre ord, øker inntekten med kr 100 000 øker sannsynligheten med 0,09 prosent. Utdanningsvariablene ses i forhold til basiskategorien, som er fullført videregående skole. Personer med høyere utdanning (både på lavere og høyere nivå) har en signifikant lavere sannsynlighet for å ha behandlingsforsikring. Effekten er størst for personer med 4 år eller mer høyskole-/universitetsutdanning. Denne gruppen har 3,3 prosent lavere sannsynlighet for å ha PBF enn personer som kun har fullført videregående utdanning. Dette motstrider tidligere internasjonal forskning som finner en positiv sammenheng mellom høyere utdanning og sannsynligheten for å ha privat helseforsikring, men stemmer overens med funnene til Aarbu (jf. avsnitt 6.1), som for norske data finner en negativ sammenheng mellom høyere utdanning og det å ha behandlingsforsikring.

For å teste ut Aarbus hypotese om at dette kan skyldes norske arbeidsmarkedsforhold, med en stor offentlig sektor som sysselsetter mange med høyere utdanning, kjørte jeg en separat regresjon (ikke rapportert) hvor jeg slo sammen utdanningskategoriene for høyere utdanning på lave-

⁵³ Variabelen samboende ble også brutt opp i variabler for hhv. gift/registrert partner og samboer, men er ikke statistisk signifikant i noen av tilfellene, og inkluderes derfor kun i analysen med den groveste inndelingen.

re og høyere grad til én felles variabel for høyere utdanning. Deretter utførte jeg en ny regresjon hvor jeg i tillegg kontrollerte for sektortilhørighet, altså hvorvidt individet er sysselsatt i privat eller offentlig sektor. Marginaleffekten til høyere utdanning var signifikant negativ på 5 prosents nivå i førstnevnte regresjon. Når variabelen for sektortilhørighet ble inkludert i regresjonen var marginaleffekten til høyere utdanning fortsatt negativ, men ikke lenger signifikant, mens jobb i privat sektor (sett i forhold til jobb i offentlig sektor) var positivt korrelert med sannsynligheten for å ha PBF, og sammenhengen var signifikant på 1 prosents nivå. Resultatene gir en svak indikasjon på at Aarbus hypotese stemmer.

En annen mulig forklaring på den negative sammenhengen mellom høyere utdanning og PBF finner vi i Grossman-modellen. Gevinsten av å investere i helse er i modellen representert i en kurve som viser marginalavkastningen av å investere i helse. Grossman (1972) antyder at dersom elastisiteten til denne kurva er mindre enn enhetselastisk, vil de med høyere utdanning etterspørre mer helse, men mindre helsetjenester. Det er ikke utenkelig at dette kan gi seg utslag i lavere etterspørsel etter behandlingsforsikring.

Personer som ikke er i jobb, er arbeidsledige eller mottar uførepensjon har lavere sannsynlighet for å ha PBF enn personer som er yrkesaktive. De ovennevnte variabler reduserer sannsynligheten for å ha PBF med i størrelsesorden 3-6 prosent. Personer i en ledende stilling har høyere sannsynlighet for å ha PBF. Disse funnene er som forventet (jf. tidligere empiri i kapittel 6). FNO (2010a) skriver at selvstendig næringsdrivende i små bedrifter har størst behov for behandlingsforsikring, men jeg finner fant ingen indikasjon på at denne gruppen har høyere sannsynlighet for kjøp enn andre.⁵⁴ Aarbu (2009) finner at selvstendig næringsdrivende har en signifikant høyere sannsynlighet for å *ville* kjøpe PBF enn andre arbeidstakere, men at effekten ikke er like godt dokumentert på faktisk eierskap av en slik forsikring, noe som korresponderer med mitt funn.

Helsevariabler

Personer som vurderer egen helsetilstand som middels har 2,4 prosent lavere sannsynlighet for å ha PBF enn personer som vurderer egen helsetilstand som god eller veldig god. Korrelasjonen er signifikant på 5 prosents nivå. Når koeffisienten for egenvurdert helsetilstand som dårlig eller meget dårlig ikke slår ut som statistisk signifikant kan dette skyldes at det er få observasjoner som faller inn under denne kategorien (5,6 prosent av utvalget) og enda færre observasjoner som

⁵⁴ Variabelen for selvstendig næringsdrivende ble droppet fra den endelige analysen da effekten ikke var statistisk signifikant.

både har PBF og dårlig helse (kun 10 personer). Med et større antall observasjoner kunne en muligens fanget opp systematiske sammenhenger. At sannsynligheten for å ha PBF øker med god helsetilstand er i samsvar med tidligere empiri av bl.a. Aarbu (2007), Jones et al. (2005) og OECD (2004).

Varig sykdom reduserer sannsynligheten for å ha PBF med 1,6 prosent.⁵⁵ Funnet korresponderer med det faktum at god helse øker sannsynligheten for å ha PBF, men samsvarer ikke med Jofre-Bonet (2000) som finner at personer med privat helseforsikring oftere tar medikamenter mot kronisk sykdom, høyt blodtrykk og diabetes enn de som ikke har privat helseforsikring. Røykevariablene slår ikke ut på sannsynligheten for å ha behandlingsforsikring. Sistnevnte funn motstrider funn av Aarbu (2007), som finner at røykere har større sannsynlighet for å ha behandlingsforsikring. Aarbu (ibid.) finner at dette gjelder både for individuelle og kollektive avtaler. Dette kan tyde på at ugunstig utvalg var et problem i markedet for PBF. Inntil for få år siden diskriminerte ikke forsikringsselskapene premien etter røyking, noe som kan forklare funnet av en større andel røykere i gruppen med PBF enn i gruppen uten. Når dette ikke observeres i min analyse kan det være fordi mesteparten av avtalene er kollektive. Det tyder også på at forsikringstilbyderne har lyktes i sin prisdifferensiering på individuelle avtaler.

11.1.2 Sannsynligheten for å oppsøke allmennlege

Regresjonen med allmennlege som avhengig variabel er rapportert i Tabell 11.2.

Forsikringsvariabler

Privat behandlingsforsikring ser ikke ut til å være korrelert med sannsynligheten for å oppsøke allmennlege. Heller ikke i regresjon der det skilles mellom kollektiv og individuell avtale observeres det signifikante sammenhenger.

Demografiske variabler

Både alder og kjønn har en signifikant effekt på sannsynligheten for å oppsøke allmennlege. Effekten av alder kvadrert er også signifikant og svakt positiv, noe som betyr at den negative effekten alder har på sannsynligheten for å oppsøke allmennlege øker ytterligere jo eldre en blir. Marginaleffektene er likevel små, og ett års økning i alder, evaluert for et gjennomsnittsindivid i

⁵⁵ En variabel for *antall* varige sykdommer ble inkludert i tidligere analyser, men ga marginalt lavere forklaringskraft til modellspesifikasjonen og var dessuten ikke statistisk signifikant, mens dummyvariabelen for varige sykdommer er signifikant på 10 prosents nivå. Den manglende signifikansen på den kontinuerlige variabelen for varig sykdom kan trolig forklares med at syke i større grad avvises eller tilbys en høyere premie enn det de er villige til å betale av forsikringsselskapene, til tross for at disse personene kanskje i større grad etterspør behandlingsforsikring.

Tabell 11.2: Regresjonsresultat med allmennlege som avhengig variabel

Variabel	Marginaleffekt (std.avvik)	Gjennomsnittsverdi for variabel	β -koeffisient (std.avvik)
behfors#	-0,006 (0,016)	0,093	-0,048 (0,131)
alder	-0,009** (0,003)	43,675	-0,080** (0,026)
alder2	0,000** (0,000)	2072,933	0,001** (0,000)
kvinne#	0,080** (0,010)	0,503	0,674** (0,086)
samboende#	0,022* (0,012)	0,713	0,186* (0,097)
ekvhusinnt	0,000 (0,000)	426,006	0,000 (0,000)
utduvgs#	0,010 (0,013)	0,317	0,086 (0,108)
utdunil#	-0,007 (0,013)	0,258	-0,578 (0,107)
utdunih#	-0,028 (0,020)	0,081	-0,220 (0,148)
utdmis#	-0,003 (0,026)	0,04	-0,023 (0,214)
ikkejobb#	-0,026 (0,020)	0,179	-0,210 (0,153)
arbpriv#	0,023* (0,012)	0,517	0,195** (0,099)
ufør#	-0,002 (0,025)	0,104	-0,013 (0,214)
ledende#	0,007 (0,011)	0,253	0,057 (0,094)
selvnær#	-0,062** (0,027)	0,048	-0,454** (0,171)
arbledig#	0,025 (0,027)	0,027	0,233 (0,271)
helsemiddels#	0,053** (0,015)	0,121	0,525** (0,174)
hersedårlig#	0,096** (0,019)	0,056	1,200** (0,387)
smerter#	0,073** (0,011)	0,257	0,696** (0,123)
antvarigsykd	0,061** (0,008)	0,669	0,521** (0,069)
trener#	0,011 (0,011)	0,742	0,090 (0,092)
avogtilrøyk#	-0,002 (0,016)	0,098	-0,020 (0,132)
dagligrøyk#	-0,017 (0,013)	0,230	-0,140 (0,103)
RHFV#	-0,009 (0,012)	0,207	-0,072 (0,102)
RHFMN#	-0,040** (0,016)	0,142	-0,314** (0,113)
RHFN#	-0,049** (0,019)	0,101	-0,376** (0,130)
grisgrendt#	-0,009 (0,012)	0,191	-0,074 (0,103)
antbarnu17	0,004 (0,005)	0,694	0,033 (0,046)
y = allmennlege	0,864	Konstant	2,170 (0,518)
Log likelihood	-2059,900		
Pseudo R ²	0,084	LR-test χ^2_{28}	379,32 (p=0,000)

utvalget, reduserer sannsynligheten med i underkant av 1 prosent. Det virker intuitivt rart at alder har en negativ effekt, men når eldre personer statistisk sett har større bruk av helsetjenester enn yngre personer, ceteris paribus, skyldes dette i hovedsak større behov, en effekt som fanges opp i helsevariablene. Det kan tenkes forklaringen ligger i at utvalget er begrenset til personer i alderen 20-66 år. I separate regresjoner for kvinner og menn (ikke rapportert) fant jeg at ett års økning i alder for menn reduserer sannsynligheten med 1,1 prosent, mens tilsvarende tall for kvinner er 0,6 prosent. Snittalderen i utvalget er 43 år. Kvinner i nedre aldershalvdel av utvalget er i fruktbar alder, og har av den grunn kanskje høyere bruk av allmennlegetjenester enn kvinnene i øvre aldershalvdel av utvalget. Menn har gjerne høyere terskel for å oppsøke allmennlege enn kvinner (Salvado, 2008). Denne effekten kan tenkes å være sterkere hos eldre menn enn hos yngre.

Resultatene fra regresjonen viser at kvinner har 8 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke allmennlege enn menn. Effekten av å være samboende er signifikant positiv på 10 prosents nivå, og øker sannsynligheten med 2,2 prosent. To av geografivariablene indikerer signifikante sammenhenger. Bosted i Helse Midt-Norge reduserer sannsynligheten med 4 prosent, mens bosted i Helse Nord reduserer sannsynligheten med 4,9 prosent. Det er nærliggende å spekulere i at dette kan skyldes lengre avstand til helsetjenestetilbud, men betydningen av å være bosatt i grisgrendt strøk er ikke signifikant.

Sosioøkonomiske variabler

Inntekts- og utdanningsvariablene ser ikke ut til å være signifikant korrelert med sannsynligheten for å oppsøke allmennlege. Sysselsatte i privat sektor har 2,3 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke allmennlege enn sysselsatte i offentlig sektor. Å være selvstendig næringsdrivende reduserer sannsynligheten for å oppsøke allmennlege med 6,2 prosent, mens effektene av øvrige variabler som beskriver forhold knyttet til arbeidsmarkedstilhørighet ikke er signifikante.

Helsevariabler

Alle variablene som beskriver helsestatus er signifikant korrelert med sannsynligheten for å oppsøke allmennlege. Som forventet øker sannsynligheten med dårligere helse. Middels helse øker sannsynligheten med 5,3 prosent, mens dårlig helse øker sannsynligheten med 9,6 prosent. Begge effekter ses i forhold til basiskategorien, som er personer som vurderer egen helse som god eller meget god. Én enhets økning i antall varige sykdommer øker sannsynligheten for å oppsøke allmennlege med 6,1 prosent. I en spesifisering med dummyvariabelen for varig syk-

dom (ikke rapportert) ble effekten av denne 9,3 prosent økning i sannsynligheten, mens inkludering av tellevariabelen tilførte modellen mer forklaringskraft.

Resultatene samsvarer med tidligere norske studier, som finner at det i hovedsak er behov, målt ved helse og helserelevante demografiske faktorer, som er styrende for bruken av primærhelsetjenester (Grasdal og Monstad, 2009b).

11.1.3 Sannsynligheten for å oppsøke legespesialist

Resultatene fra regresjonen med legespesialist som avhengig variabel er presentert i Tabell 11.3.

Forsikringsvariabler

Privat behandlingsforsikring ser ikke ut til å være korrelert med sannsynligheten for å oppsøke legespesialist. Det ble forsøkt å kjøre en modellspesifikasjon der forsikringsvariabelen ble brutt opp i kollektiv og individuell avtale, men ingen av koeffisientene var statistisk signifikante. Det ble også forsøkt å kjøre en regresjon med legespesialist utenfor sykehus som avhengig variabel, men heller ikke her slo forsikringsvariablene signifikant ut.⁵⁶

Demografiske variabler

Alder og kjønn er signifikant korrelert med sannsynligheten for å oppsøke legespesialist. Sannsynligheten øker med høyere alder og kvinner har 13,6 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke spesialist enn menn. Av de geografiske variablene ser vi at personer bosatt i Helse Vest har 3,9 prosent lavere sannsynlighet for å oppsøke legespesialist enn personer bosatt i Helse Sør-Øst. Etter å ha kontrollert for ulikhet i behov for helsetjenester observerer vi altså geografiske forskjeller i bruk av spesialisthelsetjenester. Dette observeres også i tidligere studier av bl.a. Iversen og Kopperud (2005), Van Doorslaer et al. (2002) og Salvado (2008).

Sosioøkonomiske variabler

Av de sosioøkonomiske variablene i regresjonen er det kun én variabel som slår signifikant ut: Personer som er selvstendig næringsdrivende har en 8,6 prosent lavere sannsynlighet for å oppsøke legespesialist. Verken inntekt, utdanning eller andre variabler for arbeidsmarkedstilthørighet er signifikant korrelert med sannsynligheten for å oppsøke legespesialist. En prediksjon av

⁵⁶ Skillet mellom legespesialist på og utenfor sykehus er i tråd med oppdelingen gjort i analyser av Grasdal og Monstad (2009b) og Iversen og Kopperud (2005). Med data fra SSBs levekårsundersøkelse i 2005 finner Grasdal og Monstad (2009b) inntektsrelatert ulikhet i bruk av legespesialist utenfor sykehus, mens bruken av legespesialist på sykehus er fordelt uavhengig av inntekt. Dette samsvarer med funnene til Iversen og Kopperud (2005) (jf. avsnitt 8.1).

Tabell 11.3: Regresjonsresultat med legespesialist som avhengig variabel

Variabel	Margineffekt (std.avvik)	Gjennomsnittsverdi for variabel	β -koeffisient (std.avvik)
behfors#	0,017 (0,026)	0,093	0,073 (0,109)
alder	0,003** (0,001)	43,675	0,013** (0,003)
kvinne#	0,136** (0,015)	0,503	0,578** (0,066)
samboende#	0,016 (0,018)	0,713	0,066 (0,075)
ekvhusinnt	0,000 (0,000)	426,006	0,000 (0,000)
utduvgs#	-0,025 (0,020)	0,317	-0,108 (0,084)
utdunil#	0,026 (0,020)	0,258	0,108 (0,085)
utdunih#	0,018 (0,030)	0,081	0,076 (0,125)
utdmis#	-0,023 (0,040)	0,04	-0,099 (0,172)
ikkejobb#	-0,012 (0,026)	0,179	-0,050 (0,109)
arbpriv#	0,022 (0,018)	0,517	0,095 (0,078)
ufør#	-0,004 (0,030)	0,104	-0,018 (0,128)
ledende#	-0,012 (0,018)	0,253	-0,049 (0,076)
selvnær#	-0,086** (0,033)	0,048	-0,380** (0,156)
arbledig#	-0,010 (0,048)	0,027	-0,042 (0,204)
helsemiddels#	0,090** (0,025)	0,121	0,370** (0,103)
hersedårlig#	0,207** (0,025)	0,056	0,840** (0,157)
smerter#	0,105** (0,018)	0,257	0,436** (0,073)
varigsykd#	0,153** (0,017)	0,381	0,643** (0,070)
trener#	0,008 (0,017)	0,742	0,033 (0,073)
avogtilrøyk#	0,037 (0,026)	0,098	0,152 (0,105)
dagligrøyk#	-0,005 (0,019)	0,230	-0,021 (0,079)
RHFV#	-0,039** (0,019)	0,207	-0,165** (0,081)
RHFMN#	-0,035 (0,021)	0,142	-0,149 (0,093)
RHFN#	0,007 (0,025)	0,101	0,029 (0,105)
grisgrendt#	-0,008 (0,019)	0,191	-0,034 (0,080)
antbarnu17	-0,001 (0,008)	0,694	-0,003 (0,034)
y = legespesialist	0,384	Konstant	-1,818 (0,171)
Log likelihood	-3056,072		
Pseudo R ²	0,076	LR-test χ^2_{27}	501,19 (p=0,000)

Grossman-modellen er at økt utdanning gir økt etterspørsel etter helse, men effekten på etterspørsel etter helsetjenester er usikker. De med høyere utdanning vil investere mer i helse, men det er i modellen usikkert om de vil gjøre dette ved å konsumere mer helsetjenester.

Helsevariabler

Som forventet er helsevariablene signifikant assosiert med sannsynligheten for å oppsøke legespesialist. Personer med middels helse har 9 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke legespesialist enn personer med god eller meget god helse. Sett i forhold til samme basisgruppe øker denne sannsynligheten med 20,7 prosent for personer med dårlig eller meget dårlig helse. Varig sykdom øker sannsynligheten med 15,3 prosent. Alle de nevnte effekter er signifikante på 1 prosents nivå. I regresjon der varig sykdom ble erstattet med tilsvarende tellevariabel var også denne signifikant, men tilførte ikke nevneverdig forklaringskraft.

11.1.4 Sannsynligheten for å oppsøke fysioterapeut

Resultatene fra regresjonen med fysioterapeut som avhengig variabel er presentert i Tabell 11.4.

Forsikringsvariabler

Analysen viser at personer med en kollektiv behandlingsforsikring har 4 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke fysioterapeut enn personer som ikke har privat behandlingsforsikring (signifikant på 10 prosents nivå). I en regresjon hvor jeg kun kontrollerte for behandlingsforsikring samlet var effekten ikke statistisk signifikant, og jeg velger å rapportere regresjonen der forsikringsvariabelen ble brutt opp i kollektiv og individuell avtale. Individuell PBF er ikke signifikant korrelert med den avhengige variabelen, og jeg begrenser derfor utvalget til sysselsatte personer (siden det er disse som har arbeidsgiverbetalt behandlingsforsikring), men effekten av kollektiv behandlingsforsikring er fortsatt signifikant på 10 prosents nivå når regresjonen kjøres på hele utvalget.

Demografiske variabler

Alder og kjønn er signifikant korrelert med sannsynligheten for å oppsøke fysioterapeut. Ett års økning i alder øker sannsynligheten med 1 prosent, evaluert for et gjennomsnittsindivid i utvalget. Marginaleffekten av den kvadrerte aldersvariabelen er også signifikant, og indikerer at effekten av økning i alder er svakt avtakende med alderen. Kvinner har 6,2 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke fysioterapeut enn menn. Av geografivariablene ser vi at beboere i Helse Nord har 5,6 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke fysioterapeut enn personer bosatt i Helse Sør-Øst. Ingen av de øvrige demografiske variablene slår signifikant ut.

Tabell 11.4: Regresjonsresultat med fysioterapeut som avhengig variabel

Variabel	Marginaleffekt (std.avvik)	Gjennomsnittsverdi for variabel	β -koeffisient (std.avvik)
kollektiv#	0,040* (0,024)	0,064	0,314* (0,171)
individuell#	-0,008 (0,030)	0,029	-0,076 (0,280)
alder	0,010** (0,004)	43,675	0,090** (0,032)
alder2	-0,000** (0,000)	2072,933	-0,001** (0,000)
kvinne#	0,062** (0,011)	0,503	0,539** (0,099)
samboende#	0,009 (0,013)	0,713	0,084 (0,114)
ekvhusinnt	0,000 (0,000)	426,006	0,000 (0,000)
utduvgs#	-0,003 (0,014)	0,317	-0,028 (0,125)
utdunil#	0,003 (0,014)	0,258	0,026 (0,123)
utdunih#	-0,039** (0,018)	0,081	-0,378* (0,197)
utdmis#	0,017 (0,030)	0,040	0,144 (0,239)
arbpriv#	0,023* (0,012)	0,517	0,203* (0,107)
ufør#	-0,018 (0,023)	0,104	-0,164 (0,221)
ledende#	0,004 (0,012)	0,253	0,033 (0,103)
selvnær#	0,016 (0,024)	0,048	0,134 (0,195)
helsemiddels#	0,077** (0,022)	0,121	0,568** (0,139)
harsedårlig#	0,021 (0,032)	0,056	0,169 (0,245)
smerter#	0,129** (0,016)	0,257	0,933** (0,102)
varigsykd#	0,089** (0,013)	0,381	0,707** (0,099)
trener#	0,043** (0,011)	0,742	0,409** (0,115)
avogtilrøyk#	-0,007 (0,017)	0,098	-0,061 (0,155)
dagligrøyk#	-0,011 (0,013)	0,230	-0,099 (0,120)
RHFV#	0,003 (0,014)	0,207	0,026 (0,119)
RHFMN#	0,003 (0,016)	0,142	0,024 (0,138)
RHFN#	0,056** (0,022)	0,101	0,431** (0,150)
grisgrendt#	-0,018 (0,013)	0,191	-0,164 (0,122)
antbarnu17	-0,004 (0,006)	0,694	-0,033 (0,054)
y = fysioterapeut	0,132	Konstant	-4,969 (0,653)
Log likelihood	-1588,387		
Pseudo R ²	0,094	LR-test χ^2_{27}	328,31 (p=0,000)

Sosioøkonomiske variabler

Personer med 4 år eller mer høyere utdanning har 3,9 prosent lavere sannsynlighet for å oppsøke fysioterapeut enn personer som kun har fullført videregående skole. Høyt utdannende personer har typisk mer stillesittende kontorjobber, mens personer med lavere utdanning oftere er sysselsatt i manuelle yrker med større fysisk belastning, noe som kan gi et større behov for fysioterapi. Personer sysselsatt i privat sektor har 2,3 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke fysioterapeut enn personer sysselsatt i offentlig sektor. Effektene er signifikante på hhv. 5 og 10 percent nivå. Det observeres ingen sammenheng mellom inntekt eller øvrige sosioøkonomiske variabler og sannsynligheten for å oppsøke fysioterapeut.

Helsevariabler

Personer som vurderer egen helsetilstand som verken god eller dårlig har 7,7 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke fysioterapeut enn personer som vurderer egen helse som god eller meget god. Effekten av dårlig eller meget dårlig selvvardert helsetilstand er ikke signifikant. Vi forventer at dårligere helsetilstand øker behovet for helsetjenester. Funnet er derfor noe overraskende, og kan skyldes at vi har et for lite antall observasjoner i utvalget som faller inn under denne kategorien til å fange opp systematiske sammenhenger. Varig sykdom øker sannsynligheten med 8,9 prosent, og trening er signifikant positivt korrelert med bruk av fysioterapeut. Personer som trener en gang i uka eller mer har 4,3 prosent høyere sannsynlighet for å gå til behandling hos fysioterapeut enn personer som trener sjeldnere/aldri. Mens trening assosieres med god helse og personer som er opptatt av å holde seg i form, kan det samtidig tenkes at trening fører til slitasje på muskler og ledd som gir behov for fysioterapibehandling. Behandling hos fysioterapeut er dessuten en vanlig form for restitusjonsbehandling, og personer som følger et slik behandlingsopplegg vil ofte trene i tillegg, selv om man vil forvente at denne effekten i større grad fanges opp i helsestatusvariablene. Ingen av røykevariablene slår signifikant ut.

11.2 Estimering med negativ binomialmodellen

Estimering med en negativ binomialmodell er foretatt for å undersøke om det eksisterer en sammenheng mellom privat behandlingsforsikring og *antall* ganger en bruker helsetjenester (frekvensavjørelsen). Regresjonsresultater med antall besøk til allmennlege, legespesialist og fysioterapeut som avhengig variabel redegjøres for i dette delkapitlet.

Det viser seg å eksistere kjønnsforskjeller i effekten av forsikringsvariablene. Det er dessuten en viss variasjon i hvilke faktorer som er korrelert med antall besøk til allmennlege, legespesialist

og fysioterapeut for kvinner og menn, og jeg velger derfor å rapportere resultater fra regresjoner kjørt på kvinner og menn separat.⁵⁷

Regresjonsresultatene presenteres i tabeller der verdier for variablene listet i kolonne 1 oppgis som følger: Koeffisientestimat (β) for regresjonen kjørt på kvinnene i utvalget med tilhørende standardavvik i kolonne 2 og de rapporterte koeffisientestimatene omregnet til insidensrate ratio (IRR) ($\exp(\beta)$) med tilsvarende transformerte standardavvik i kolonne 3. I kolonne 4 og 5 presenteres tilsvarende regresjonsresultater for mennene i utvalget.

Det finnes ingen universell definisjon på hva som er beste mål på forklaringskraft i en tellemo-
dell. Verdier for log likelihood, LR-test og pseudo R^2 er rapportert nederst i alle tabeller. Gene-
relt ser vi at verdiene for pseudo R^2 er lavere i estimeringen med negativ binomialmodellen enn
de var i estimeringen med logitmodellen. Mens verdiene i sistnevnte regresjoner varierte fra
0,054 til 0,094, varierer de i estimeringen med tellemodell fra 0,022 til 0,058. Denne estimate-
ringen er utført ved å kjøre separate regresjoner for kvinner og menn. Dette er gjort for å bedre
illustrere kjønnsforskjeller i sammenhengen mellom privat behandlingsforsikring og forvent-
ningsverdien til hyppighet i bruk av helsetjenester, men kostnaden er at utvalgsstørrelsen i hver
enkelt regresjon reduseres.

Regresjonene på antall fysioterapibesøk har lavest pseudo R^2 -verdi både for kvinner og menn
(hhv. 0,027 og 0,022). Dette er lavt og indikerer at modellen føyer seg dårligere til de observerte
verdiene enn hva som er tilfelle for de andre regresjonene (forskjellene er likevel ikke store, og
samme forbehold må tas i tolkningen av øvrige resultater). Implikasjonen av dette er at modellen
er lite treffsikker og i liten grad forklarer variasjon i antall fysioterapibesøk. Verdiene på LR-
testen indikerer at vi i alle regresjoner kan forkaste nullhypotesen. Variasjonen er likevel stor:
Regresjonen på antall allmennlegebesøk for menn gir en LR-testverdi på 622,21. Av tellemo-
dellregresjonene har denne spesifikasjonen også høyest forklaringskraft. Regresjonen på antall
fysioterapeutbesøk for menn gir en LR-testverdi på 90,68. Tallet er betydelig lavere, men likevel
godt over tilhørende kritisk verdi på 45,64 på 1 prosents signifikansnivå.

⁵⁷ Når resultatene fra logitanalysen ikke er presentert for kvinner og menn separat er dette fordi separate regresjoner ikke tilførte signifikans til forsikringsvariablene. Kjønnsforskjellene i hvilke faktorer som var korrelert med de avhengige variablene var også generelt mindre enn hva som var tilfelle i analysen med negativ binomialmodellen.

11.2.1 Antall besøk til allmennlege

Regresjonsresultat med antall besøk til allmennlege som avhengig variabel er presentert i Tabell 11.5. Antall observasjoner i hver regresjon er rundt 2500.

Forsikringsvariabler

Det observeres en statistisk signifikant sammenheng mellom kollektiv PBF og antall besøk til allmennlege for kvinner. Insidensrate-ratioen (IRR) er 0,786, og tolkes som at kollektiv PBF reduserer forventningsverdien til y_i med 21,4 prosent i forhold til forventningsverdien hvis dummyvariabelen er lik null (ingen kollektiv PBF). I den grad jeg forventet å finne en sammenheng, ville jeg forventet at denne var positiv. Den private behandlingforsikringen kan, vel og merke, ikke brukes for behandling i primærhelsetjenesten. Siden det kreves henvisning fra allmennlege før forsikringen trår i kraft, er det likevel nærliggende å anta at en eventuell preferanse for økt bruk av spesialisthelsetjenester blant personer med PBF vil gi seg utslag i økt bruk av allmennlegetjenester.

En mulig årsak til at dette ikke observeres kan være at personer som har arbeidsgiverbetalt behandlingforsikring er sysselsatt i bedrifter med høyere helsefokus, og med andre helsetilbud som reduserer behovet for legetjenester. Selv om det er kontrollert for behov i regresjonsanalysen er dette et subjektivt mål, og det kan tenkes noe av behovseffekten fanges opp i forsikringsvariabelen. Den negative effekten som observeres kan følgelig skyldes et ”gunstig utvalg”, der personer med behandlingforsikring generelt har bedre helse enn gjennomsnittet. Det kan heller ikke utelukkes at personer med kollektiv PBF, en gruppe vi gjerne kjenner som ressurssterk, raskere oppnår henvisning fra allmennlege til spesialisthelsetjenesten, og at de derfor ikke trenger flere påfølgende besøk til allmennlege. I regresjoner på hele utvalget samlet, der jeg kun kontrollerte for behandlingforsikring, blir effekten signifikant og negativ på 10 prosents nivå, men jeg velger å rapportere resultater der variabelen er oppbrutt i kollektiv og individuell forsikring. For menn observeres ingen sammenheng mellom forsikringsvariablene og frekvens i bruk av allmennlege.

Demografiske variabler

Alder og sivil status har en signifikant effekt på kvinners hyppighet i bruk av allmennlege, mens et par av de geografiske variablene gir utslag for menn. Alder har en svak negativ effekt for kvinner: Ett års økning i alder reduserer forventningsverdien til antall legebekker med 1 prosent. Fortegnet på effekten er noe overraskende, men stemmer overens med effekten alder hadde på

Tabell 11.5: Regresjonsresultat med antall besøk til allmennlege som avhengig variabel

Variabel	Kvinner		Menn	
	β -koeffisient (std.avvik)	IRR (std.avvik)	β -koeffisient (std.avvik)	IRR (std.avvik)
kollektiv#	-0,240** (0,105)	0,786** (0,083)	-0,074 (0,081)	0,928 (0,075)
individuell#	-0,100 (0,109)	0,905 (0,986)	0,156 (0,134)	1,169 (0,156)
alder	-0,010** (0,002)	0,990** (0,002)	0,000 (0,002)	1,000 (0,002)
samboende#	-0,114** (0,044)	0,892** (0,039)	0,002 (0,055)	1,002 (0,055)
ekvhusinnt	-0,000 (0,000)	1,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	1,000 (0,000)
utduvgs#	0,028 (0,053)	1,029 (0,055)	0,156** (0,055)	1,169** (0,064)
utdunil#	0,063 (0,053)	1,065 (0,056)	-0,168** (0,063)	0,846** (0,053)
utdunih#	0,083 (0,085)	1,087 (0,092)	-0,069 (0,084)	0,934 (0,079)
utdmiss#	0,124 (0,102)	1,133 (0,115)	0,066 (0,123)	1,069 (0,131)
arbpriv#	0,106** (0,043)	1,112** (0,048)	0,086 (0,054)	1,089 (0,059)
ufør#	0,151** (0,064)	1,163** (0,075)	0,033 (0,090)	1,034 (0,093)
ledende#	-0,034 (0,052)	0,966 (0,051)	-0,104** (0,050)	0,902** (0,045)
selvnær#	-0,297** (0,110)	0,743** (0,082)	-0,146 (0,097)	0,865 (0,083)
arbledig#	-0,000 (0,115)	1,000 (0,115)	0,453** (0,129)	1,573** (0,203)
helsemidde#	0,408** (0,060)	1,503** (0,091)	0,496** (0,070)	1,642** (0,114)
helseårlig#	0,799** (0,080)	2,223** (0,178)	0,791** (0,099)	2,206** (0,218)
smerter#	0,240** (0,045)	1,271** (0,057)	0,384** (0,054)	1,468** (0,079)
varigsykd#	0,313** (0,043)	1,367** (0,059)	0,511** (0,048)	1,667** (0,081)
trener#	-0,035 (0,046)	0,966 (0,044)	0,089* (0,049)	1,093* (0,054)
avogtilrøyk#	-0,110 (0,067)	0,896 (0,060)	-0,014 (0,075)	0,986 (0,074)
dagligrøyk#	0,073 (0,048)	1,075 (0,052)	0,020 (0,055)	1,020 (0,056)
RHFV#	-0,010 (0,050)	0,990 (0,049)	0,021 (0,056)	1,022 (0,057)
RHFVN#	-0,073 (0,057)	0,930 (0,053)	-0,133** (0,066)	0,875** (0,058)
RHFV#	-0,071 (0,065)	0,932 (0,061)	-0,018 (0,074)	0,982 (0,073)
grisgrendt#	-0,042 (0,050)	0,959 (0,048)	-0,150** (0,056)	0,861** (0,048)
antbarnu17	0,011 (0,022)	1,011 (0,022)	-0,010 (0,024)	0,990 (0,024)
Konstant	1,448** (0,099)	Konstant	0,492** (0,110)	Konstant
Ln α	-0,536 (0,043)		-0,359 (0,047)	
α	-0,536 (0,043)		0,698 (0,033)	
Log likelihood	-5879,486		-5012,521	
Pseudo R2	0,041		0,058	
LR-test χ^2_{26}	508,08 (p=0,000)		622,21 (p=0,000)	
Likelihood ratio test av alpha=0	2834,28 (p=0,000)		2433,67 (p=0,000)	

sannsynligheten for å oppsøke allmennlege, som ble redegjort for i avsnitt 11.1.2. En mulig forklaring er at utvalget er begrenset til personer i alderen 20-66 år. Kvinner i nedre aldershalvdel av utvalget er i fruktbar alder og har av den grunn kanskje hyppigere bruk av allmennlegetjenester enn kvinnene i øvre aldershalvdel av utvalget. Forventningsverdien til y_i er 10,8 prosent lavere for samboende kvinner enn for kvinner som ikke er samboer, gift eller registrert partner. Geografivariablene har ingen signifikant effekt på kvinners frekvensavgjørelse, mens for menn er både bosted i griseområdet og i region Helse Midt-Norge signifikant negativt korrelert med frekvensavgjørelsen. Effekten av variablene var også signifikant i regresjon kjørt på hele utvalget samlet.

Sosioøkonomiske variabler

Det observeres ingen signifikant sammenheng mellom inntekt og antall besøk til allmennlege. Dette tyder på at rasjonering med egenandeler på allmennlegekonsultasjon i det offentlige helsetjenestet fungerer som intendert; individuell betalingsevne er ikke korrelert med frekvensavgjørelsen. For kvinner finner jeg heller ingen sammenheng mellom utdanningsnivå og antall legebesøk, mens for menn finnes en signifikant sammenheng. Menn med lavere utdanning enn fullført videregående skole har 16,9 prosent høyere forventningsverdi til y_i enn basiskategorien (menn som har fullført videregående skole). Sett i forhold til samme gruppe har menn med inntil tre år høyere utdanning 15,4 prosent lavere forventningsverdi til y_i . Variasjonen mellom kjønnene i signifikant effekt av de øvrige sosioøkonomiske variablene bør ikke tillegges for stor vekt, siden effektene av variablene arbeid i privat sektor, ufør, ledende stilling, selvstendig næringsdrivende og arbeidsledig alle var signifikante når regresjonen ble kjørt på hele utvalget samlet.

Helsevariabler

Som forventet er variablene som indikerer behov for helsetjenester signifikante for både menn og kvinner, og variasjonen mellom kjønnene i størrelsen på effektene er relativt liten. Middels helse og dårlig helse øker forventningsverdien til antall legebesøk sammenlignet med forventningsverdien ved god helse. Personer med dårlig eller meget dårlig egenvurdert helsetilstand har over dobbelt så høy forventningsverdi til y_i som personer med god eller meget god egenvurdert helse. Også smerter og varig sykdom øker forventningsverdien til y_i med i størrelsesorden 27,1 til 66,7 prosent. Begge verdier tolkes som effekten av en endring av dummyvariabelen fra 0 til 1. Effekten av trening er signifikant positiv på 10 prosents nivå for menn, mens røyking ikke ser ut til å være forbundet med frekvensavgjørelsen verken for kvinner eller menn.

11.2.2 Antall besøk til legespesialist

Separate regresjoner for kvinner og menn, for hele utvalget og kun for sysselsatte, gav ingen signifikans til forsikringsvariablene i estimeringen av *sannsynligheten* for å oppsøke legespesialist. Når vi skal undersøke hvilke faktorer som er korrelert med *antall* besøk til legespesialist viser det seg å eksistere kjønnsforskjeller i betydningen av forsikringsvariablene, og denne blir påvirket av hvorvidt vi kjører regresjonen på hele utvalget eller kun på den sysselsatte delen av utvalget. Jeg velger derfor å rapportere resultater fra regresjoner kjørt på sysselsatte kvinner og sysselsatte menn separat. Regresjonsresultat med antall besøk til legespesialist som avhengig variabel er gjengitt i Tabell 11.6. Antall observasjoner i hver regresjon er rundt 2000.

Forsikringsvariabler

Det observeres en sammenheng mellom individuell behandlingforsikring og forventet antall besøk til legespesialist (y_i) for sysselsatte kvinner. Individuell PBF øker forventningsverdien til y_i med 57,1 prosent i forhold til forventningsverdien hvis dummyvariabelen er lik null (ingen individuell PBF). Effekten er signifikant på 5 prosents nivå. Det presiseres at resultatet ikke sier noe om årsakssammenheng: Funnet kan ikke tolkes som at individuell PBF fører til mer bruk av legespesialist, det kan også tenkes at kvinner er motivert av behov for legespesialist ved kjøp av individuell PBF. I så fall vil sammenhengen som observeres være relatert til ugunstig utvalg (jf. avsnitt 4.2). Jeg har også brutt opp variabelen for antall legespesialistbesøk i antall besøk til legespesialist på og utenfor sykehus (jf. metode i Grasdal og Monstad (2009b) og Iversen og Kollerud (2005)). I separate regresjoner på samme utvalg, men med antall besøk til legespesialist hhv. på og utenfor sykehus som avhengige variabler, fremkommer det at den positive korrelasjonen mellom kvinners forventningsverdi til antall legespesialistbesøk og individuell PBF er knyttet til bruk av legespesialist utenfor sykehus.

For menn identifiseres det en signifikant sammenheng med kollektiv PBF på 10 prosents nivå, men noe mer overraskende er det at den er negativ. En IRR-verdi på 0,73 tilsier at forventningsverdien til antall legespesialistbesøk for menn med kollektiv PBF er 27 prosent lavere enn for menn som ikke har kollektiv PBF. Kjøres regresjonen på hele utvalget (både menn og kvinner, sysselsatte og ikke sysselsatte) er effekten av kollektiv PBF nesten signifikant på et konvensjonelt signifikansnivå (p -verdi = 0,129) og negativ. Vi vet at personer med kollektiv PBF er sysselsatte og generelt har bedre helse enn gjennomsnittet i befolkningen. Det er kontrollert for behovsforskjeller ved å inkludere variabler for helsetilstand og helsereelatert atferd, men det kan likevel ikke utelukkes at et mindre behov ikke er helt kontrollert for og dermed fanges opp i variabelen for kollektiv PBF.

Tabell 11.6: Regresjonsresultat med antall besøk til legespesialist som avhengig variabel

Variabel	Kvinner		Menn	
	β -koeffisient (std.avvik)	IRR (std.avvik)	β -koeffisient (std.avvik)	IRR (std.avvik)
kollektiv#	0,049 (0,175)	1,051 (0,184)	-0,315* (0,170)	0,730* (0,124)
individuell#	0,452** (0,200)	1,571** (0,314)	0,027 (0,283)	1,027 (0,291)
alder	0,008** (0,004)	1,008** (0,004)	0,012** (0,005)	1,012** (0,005)
samboende#	0,078 (0,090)	1,080 (0,970)	-0,008 (0,120)	0,992 (0,119)
ekvhusinnt	0,000 (0,000)	1,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	1,000 (0,000)
utdovgs#	0,104 (0,105)	1,110 (0,117)	0,087 (0,125)	1,091 (0,136)
utdunil#	0,155 (0,102)	1,167 (0,119)	-0,076 (0,134)	0,927 (0,124)
utdunih#	0,123 (0,156)	1,131 (0,176)	0,370** (0,170)	1,448** (0,246)
utdmis#	0,260 (0,196)	1,300 (0,254)	-0,197 (0,281)	0,821 (0,230)
arbpriv#	0,123 (0,081)	1,131 (0,092)	0,155 (0,122)	1,167 (0,142)
ufør#	-0,005 (0,166)	0,995 (0,166)	0,419 (0,295)	1,520 (0,448)
ledende#	0,025 (0,090)	1,026 (0,092)	-0,047 (0,102)	0,954 (0,098)
selvnær#	-0,431** (0,192)	0,650** (0,125)	-0,460** (0,205)	0,631** (0,129)
arbledig#	0,464 (0,465)	1,591 (0,740)	-0,685 (0,647)	0,504 (0,326)
helsemiddels#	0,414** (0,122)	1,513** (0,184)	-0,041 (0,170)	0,960 (0,163)
hersedårlig#	1,014** (0,199)	2,756** (0,547)	0,483* (0,283)	1,620* (0,459)
smertes#	0,302** (0,086)	1,352** (0,117)	0,437** (0,124)	1,548** (0,192)
varigsykd#	0,453** (0,082)	1,573** (0,129)	0,771** (0,105)	2,162** (0,227)
trener#	-0,271** (0,091)	0,762** (0,070)	0,289** (0,111)	1,335** (0,148)
avogtilrøyk#	0,043 (0,124)	1,044 (0,130)	0,429** (0,155)	1,536** (0,238)
dagligrøyk#	0,012 (0,097)	1,012 (0,098)	0,332** (0,121)	1,394** (0,168)
RHFV#	-0,327** (0,099)	0,721** (0,071)	-0,030 (0,125)	0,970 (0,121)
RHFMN#	-0,115 (0,112)	0,891 (0,100)	-0,101 (0,143)	0,904 (0,130)
RHFN#	-0,071 (0,127)	0,932 (0,119)	0,357** (0,162)	1,429** (0,231)
grisgrendt#	0,016 (0,098)	1,016 (0,100)	-0,422** (0,133)	0,656** (0,087)
antbarnu17	0,114** (0,041)	1,120** (0,045)	-0,043 (0,052)	0,958 (0,049)
Konstant	-0,815** (0,213)	Konstant	-1,518** (0,263)	Konstant
Ln α	0,394 (0,068)		1,056 (0,070)	
α	1,483 (0,101)		2,878 (0,201)	
Log likelihood	-2648,784		-2202,149	
Pseudo R2	0,034		0,039	
LR-test χ^2_{26}	188,76 (p=0,000)		179,92 (p=0,000)	
Likelihood-ratio test av $\alpha=0$	1086,39 (p=0,000)		1583,86 (p=0,000)	

Demografiske variabler

De demografiske variablene har ulik betydning for menn og kvinner. For kvinner vil ett ekstra barn øke forventningsverdien til y_i med 12 prosent, mens antall barn ikke ser ut til være forbundet med menns frekvens i bruk av legespesialist. Alder har en signifikant positiv effekt for begge kjønn: Ett års økning i alder øker forventningsverdien til y_i med 0,8 prosent for kvinner og 1,2 prosent for menn. Sivil status ser ikke ut til å være korrelert med antall besøk til legespesialist, men det observeres en sammenheng mellom de geografiske variablene og antall besøk til legespesialist. Forventningsverdien til y_i reduseres med 34,4 prosent for menn bosatt i grisgrendt strøk (i fht. menn bosatt i tettbygd strøk), mens menn bosatt i Helse Nord har 42,9 prosent høyere forventningsverdi til y_i enn menn bosatt i Helse Sør-Øst. For kvinner er det kun effekten av å bo i Helse Vest som er statistisk signifikant. Bosted i denne helseregionen reduserer forventningsverdien til y_i med 27,9 prosent i fht. kvinner bosatt i Helse Sør-Øst.

Ser jeg på alle analyseresultatene i denne oppgaven samlet finner jeg ingen systematiske forskjeller i bruk av helsetjenester mellom de fire helseregionene, så de geografiske funnene bør ikke tillegges for stor vekt. Det virker derimot logisk at lengre avstand til helsetjenestetilbud reduserer hyppigheten i antall besøk. At etterspørselen avhenger av tilgjengelighet samsvarer også med tidligere empiri (se eksempelvis Iversen og Kopperud (2005), Salvado (2008) og Van Doorslaer et al. (2002)), men om det burde være slik er et annet spørsmål. Et av de overordnede målene for norsk helsepolitikk er at geografisk tilhørighet ikke skal være utslagsgivende for tilgang til helsetjenester, og i så måte må korrelasjonen med geografivariablene kunne sies å være nedslående resultater.

Sosioøkonomiske variabler

Det observeres ingen sammenheng mellom inntekt og intensitet i bruk av legespesialist verken for menn eller kvinner. Bruken ser i stor grad ut til å være ukorrelert med utdanningsnivå, men det observeres en sammenheng mellom 4 år eller mer høyere utdanning for menn og hyppighet i bruk av legespesialist. Menn med høyere utdanning på høyere nivå har 44,8 prosent høyere forventningsverdi til antall legespesialistbesøk enn basiskategorien (menn som har fullført videregående skole). Selvstendig næringsdrivende kvinner og menn har en signifikant lavere forventningsverdi til y_i . Tidskostnaden ved bruk av helsetjenester kan tenkes å være høyere for selvstendig næringsdrivende, og denne gruppen kan følgelig ha høyere terskel for å bruke helsetjenester. De øvrige sosioøkonomiske variabler er ikke korrelert med frekvensavgjørelsen.

Helsevariabler

Som forventet er de fleste variablene som indikerer grad av behov for helsetjenester signifikante. Sett i forhold til god eller meget god helsetilstand vil middels helsetilstand øke forventningsverdien til y_i med 51,3 prosent for kvinner, mens tilsvarende tall for dårlig eller meget dårlig helsetilstand er hele 175,6 prosent, altså nesten en todobling i forventet antall legespesialistbesøk. Begge effekter er signifikante på 5 prosents nivå. Det er overraskende at effekten av helse-tilstand ikke er signifikant for menn (for dårlig helse er effekten signifikant og positiv på 10 prosents nivå), men ser vi på røykevariablene er effekten av disse signifikant for menn, men ikke for kvinner. Menn som røyker av og til har 53,6 prosent høyere forventningsverdi til antall legespesialistbesøk enn menn som ikke røyker, mens daglig røyking øker forventningsverdien med 39,4 prosent i forhold til basiskategorien. En mulig forklaring er at menns behov for spesialisthelsetjenester i større grad fanges opp i røykevariablene enn kvinners behov for spesialhelsetjenester. Selvrappertert helsetilstand er, som tidligere påpekt, en subjektiv vurdering, det kan tenkes at røykere har lavere forventning til hva som tilsvarer god helse, og sier de vurderer egen helse som god selv om de har røykerelaterte helseproblemer. Sistnevnte teori forklarer likevel ikke de observerte kjønnsforskjellene.

Varige sykdommer er signifikant positivt korrelert med forventningsverdien til y_i for begge kjønn: 57,3 prosent for kvinner og 162 prosent for menn. Positiv korrelasjon med kronisk sykdom korresponderer med funnene til Iversen og Kopperud (2005), som benytter samme estimeringsmetode. Trening reduserer forventningsverdien til y_i for kvinner med 23,8 prosent sett i forhold til kvinner som ikke trener minst én gang i uka, mens effekten av trening for menn er motsatt: Forventningsverdien til y_i økes med 33,5 prosent. At effekten er kjønnsavhengig er overraskende. Kanskje er det slik at menn trener for å forbedre en dårlig helsetilstand, mens kvinner i større grad trener for å opprettholde en god helsetilstand.

11.2.3 Antall besøk til fysioterapeut

Regresjonsresultat med antall besøk til fysioterapeut som avhengig variabel er gjengitt i Tabell 11.7. Antall observasjoner i hver regresjon er rundt 2500.

Forsikringsvariabler

Denne modellspesifikasjonen har den laveste forklaringskraften av regresjonsanalysene som er rapportert, og det er generelt få variabler som gir en signifikant effekt på 5 prosents nivå. Effekten av individuell PBF er signifikant på 10 prosents nivå for kvinner, og reduserer forventningsverdien til antall fysioterapeutbesøk med 55,8 prosent sammenlignet med kvinner som ikke har

individuell PBF. Tilhørende standardavvik er forholdsmessig stort, og effekten må tolkes med dette forbehold. Antallet kvinner som har individuell PBF er lavt, og en mindre andel igjen har hatt bruk for fysioterapitjenester siste 12 mnd, så det kan ikke utelukkes at sammenhengen er spuriøs.

Demografiske variabler

Ett års økning i alder øker forventningsverdien til antall fysioterapeutbesøk med 1,9 prosent for kvinner, mens alder ikke har en signifikant effekt for menn. Ingen av de resterende demografiske variablene er statistisk signifikante på 5 prosents nivå.

Sosioøkonomiske variabler

Det observeres ingen sammenheng mellom inntekt og antall besøk til fysioterapeut. Fysioterapi-behandling ved henvising fra allmennlege rasjones med egenandeler opp til et egenandelstak.⁵⁸ Funnet tyder på at rasjoning med egenandeler på fysioterapibehandling fungerer som intendert; individuell betalingsevne er ikke korrelert med frekvensavgjørelsen. Det ser heller ikke ut til å være en stor grad av korrelasjon mellom utdanningsnivå og hyppighet i bruk av fysioterapeut. Unntaket er kvinner med fire år eller mer høyere utdanning. Denne gruppen har 60,4 prosent lavere forventningsverdi til antall besøk enn referansegruppen (kvinner med fullført videregående utdanning som høyeste utdanningsnivå). Funnet kan forklares med at personer med lavere utdanning oftere er sysselsatt i manuelle og fysisk krevende yrker enn personer med høyere utdanning. En skulle likevel forvente at større behov som følge av arbeidssituasjon fanges opp i helsevariablene, men det kan som tidligere nevnt tenkes at disse ikke fullt ut kontrollerer for behov.

Helsevariabler

Fysioterapi er behandling av muskel- og skjelettlidelser. Lidelsene vil ofte gi seg utslag i smerter, og som forventet finner vi at smerter er positivt korrelert med antall besøk til fysioterapeut. Kvinner som rapporterer å ha hatt smerter i kroppen siste 3 mnd. har over dobbelt så høy forventningsverdi (121,9 prosent høyere) til antall besøk enn kvinner som ikke har smerter. For menn gir smerter en tilnærmet firdobling (289,5 prosent høyere) i forventningsverdien til y_i . Varig sykdom er signifikant positiv korrelert med frekvensavgjørelsen: Endring av dummyvariabelen fra 0 til 1 tilnærmet tredobler forventningsverdien (190 prosent økning) for kvinner, og dobler den for menn (109,3 prosent økning). Effekten av trening er signifikant positiv på 10 prosents nivå for menn, og bidrar til å underbygge forklaringen nevnt i avsnitt 11.1.4, hvor jeg fant

⁵⁸ Kilde: NAV: <http://www.nav.no/page?id=378> [30.04.2010]. Visse unntak fra egenandelskravet finnes.

Tabell 11.7: Regresjonsresultat med antall besøk til fysioterapeut som avhengig variabel

Variabel	Kvinner		Menn	
	β -koeffisient (std.avvik)	IRR (std.avvik)	β -koeffisient (std.avvik)	IRR (std.avvik)
kollektiv#	0,414 (0,406)	1,513 (0,614)	-0,022 (0,409)	0,978 (0,400)
individuell#	-0,815* (0,441)	0,442* (0,195)	1,057 (0,700)	2,879 (2,016)
alder	0,019** (0,008)	1,019** (0,008)	0,002 (0,011)	1,002 (0,011)
samboende#	-0,130 (0,186)	0,878 (0,164)	0,362 (0,309)	1,437 (0,443)
ekvhusinnt	0,000 (0,000)	1,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	1,000 (0,000)
utdovgs#	-0,211 (0,224)	0,810 (0,181)	0,259 (0,292)	1,296 (0,378)
utdunii#	-0,098 (0,214)	0,907 (0,194)	-0,430 (0,311)	0,650 (0,203)
utdunih#	-0,925** (0,361)	0,396** (0,143)	-0,074 (0,437)	0,928 (0,406)
utdmiss#	-0,452 (0,433)	0,637 (0,275)	0,478 (0,637)	1,614 (1,027)
arbpriv#	-0,085 (0,182)	0,919 (0,167)	-0,035 (0,280)	0,966 (0,271)
ufør#	0,340 (0,273)	1,406 (0,383)	0,237 (0,503)	1,267 (0,637)
ledende#	0,096 (0,210)	1,101 (0,231)	0,192 (0,250)	1,212 (0,303)
selvnær#	-0,248 (0,442)	0,780 (0,345)	-0,194 (0,482)	0,824 (0,397)
arbledig#	-0,914* (0,491)	0,401* (0,197)	-0,036 (0,687)	0,964 (0,662)
helsemiddels#	0,458* (0,254)	1,581* (0,402)	0,384 (0,375)	1,468 (0,551)
hersedårlig#	0,726** (0,352)	2,067** (0,728)	1,160* (0,599)	3,189* (1,910)
smertes#	0,797** (0,188)	2,219** (0,418)	1,360** (0,282)	3,895** (1,099)
varigsykd#	1,065** (0,181)	2,900** (0,524)	0,739** (0,268)	2,093** (0,561)
trener#	0,237 (0,188)	1,267 (0,238)	0,468* (0,258)	1,597* (0,412)
avogtilrøyk#	0,028 (0,266)	1,028 (0,274)	-0,626* (0,379)	0,535* (0,203)
dagligrøyk#	0,090 (0,202)	1,094 (0,221)	0,008 (0,289)	1,008 (0,291)
RHFV#	-0,238 (0,206)	0,789 (0,162)	0,054 (0,287)	1,055 (0,303)
RHFMN#	-0,385 (0,238)	0,681 (0,162)	-0,170 (0,348)	0,843 (0,293)
RHFN#	-0,252 (0,264)	0,778 (0,206)	0,704* (0,406)	2,021* (0,820)
grisgrendt#	-0,178 (0,206)	0,837 (0,172)	0,056 (0,307)	1,057 (0,324)
antbarnu17	0,014 (0,093)	1,014 (0,094)	0,010 (0,137)	1,010 (0,138)
Konstant	-0,667 (0,424)	Konstant	-1,152** (0,549)	Konstant
Ln α	2,595 (0,052)		3,215 (0,068)	
α	13,402 (0,699)		3,215 (0,068)	
Log likelihood	-3405,833		-2032,851	
Pseudo R2	0,027		0,022	
LR-test χ^2_{26}	187,26 (p=0,000)		90,68 (p=0,000)	
Likelihood ratio test av alpha=0	27000 (p=0,000)		18000 (p=0,000)	

at trening øker sannsynligheten for å oppsøke fysioterapeut. I avsnitt 11.2.2, hvor regresjonsanalysen på antall besøk til legespesialist ble presentert, fant jeg at effekten av trening var negativt korrelert med antall legespesialistbesøk for kvinner, mens korrelasjonen var positiv for menn. Korrelasjonen som observeres mellom trening og antall fysioterapibesøk bidrar til å understøtte forklaringen i avsnitt 11.1.4, nemlig at trening for menn i større grad er forbundet med opptrening, eksempelvis ved fysioterapibehandling. To av de øvrige helsestatusvariablene er signifikant positive på 10 prosents nivå, mens dårlig helse er signifikant på 5 prosents nivå for kvinner, og dobler forventningsverdien til y_i . Den ene røykevariabelen er signifikant på 10 prosents nivå for menn, men standardavviket er forholdsmessig stort, noe som øker usikkerheten knyttet til størrelsen på effekten.

11.3 Oppsummerende kommentarer

I analysen observeres en statistisk signifikant sammenheng mellom helsetilstand og sannsynligheten for å ha privat behandlingforsikring. Personer med dårligere helse har trolig mer bruk for helsetjenester, men funnene viser at personer med dårlig helse har mindre sannsynlighet for å ha privat behandlingforsikring enn personer med god helse. Det er følgelig ingenting som tyder på at det norske markedet for privat behandlingforsikring preges av ugunstig utvalg. Problemer med ugunstig utvalg forutsetter selvsagt at helsetilstanden er kjent for forsikringstaker, men ikke for forsikringstilbyder. Krav om helseattest ved individuelle avtaler, og implisitt valg av ”gode risikoer” ved kollektive avtaler betalt av arbeidsgiver (individene er sysselsatt og arbeidsføre) bidrar til å eliminere problemer knyttet til ugunstig utvalg. Personer som ikke er i jobb, er arbeidsledige eller mottar uførepensjon har lavere sannsynlighet for å ha PBF. Dette er som forventet ettersom majoriteten av avtalene er betalt av arbeidsgiver.

Det observeres en positiv sammenheng mellom kollektiv PBF og sannsynligheten for å oppsøke fysioterapeut. Personer med en kollektiv behandlingforsikring har 4 prosent høyere sannsynlighet for å oppsøke fysioterapeut enn personer som ikke har slik forsikring. Sammenhengen er signifikant på 10 prosents nivå. Ser vi på frekvensavgjørelsen i bruk av fysioterapeut, er det ikke grunn for å si med rimelig sikkerhet at det eksisterer en sammenheng mellom privat behandlingforsikring og antall besøk til fysioterapeut. Individuell PBF er signifikant på 10 prosents nivå for kvinner, og reduserer forventningsverdien til antall fysioterapeutbesøk med 55,8 prosent sammenlignet med kvinner som ikke har individuell PBF, men det kan ikke utelukkes at sammenhengen er spuriøs.

Jeg finner ingen signifikant sammenheng mellom privat behandlingsforsikring og sannsynligheten for å oppsøke allmennlege eller legespesialist. Dette til tross for at flere internasjonale studier finner en positiv korrelasjon mellom privat helseforsikring og bruk av spesialisthelsetjenester i andre land vi kan sammenligne oss med. Sannsynligheten for å oppsøke allmennlege og legespesialist er i hovedsak påvirket av behov, målt ved helse og helserelaterte demografiske faktorer. Ettersom vi har kontrollert for behov er det oppløftende ut fra et likhetsperspektiv at inntekt og utdanning – faktorer som er medbestemmende for en persons sosioøkonomiske status - ikke i nevneverdig grad ser ut til å være korrelert med sannsynligheten for å bruke helsetjenester.

Ser vi på frekvensen i bruk av helsetjenester tyder resultatene på at individuell behandlingsforsikring øker kvinners forventningsverdi til antall legespesialistbesøk, og den positive korrelasjonen er knyttet til bruk av legespesialister utenfor sykehus. Kollektiv behandlingsforsikring ser ut til være negativt korrelert med forventningsverdien til antall allmennlegebesøk for kvinner.

Modellene i dette kapitlet har det til felles at de genererer en lav verdi på pseudo R^2 . Dette indikerer at det meste av observert variasjon i de avhengige variablene må tilskrives uobserverte variabler. Det er en forutsetning for estimeringen at forklaringsvariablene som inngår i modellene er eksogene i forhold til uobserverte variabler. Dette innebærer at variablene ikke er korrelert med feilledet. Brudd på denne forutsetningen gir endogenitet i forklaringsvariablene og følgelig forventningsskjevne estimater. Som nevnt i avsnitt 10.3.1 kan det tenkes at behandlingsforsikring bør behandles som en endogen variabel, selv om dette ikke er gjort i empirien som er vist til i denne oppgaven. Evner og motivasjon er typiske uobserverte variabler som kan tenkes å være korrelert med bl.a. inntekt og utdanning. De kan også tenkes å innvirke på evnen til å opprettholde ønsket helsebeholdning, noe som igjen kan påvirke etterspørselen etter privat behandlingsforsikring. Det kan ikke utelukkes at det er brudd på kravet om eksogenitet i modellene, og de kvantitative effektene fra analysen må tolkes med dette forbehold. Det kan heller ikke utelukkes at vi i datasettet har problemer med målefeil, ettersom andelen av respondentene som oppgir at de har en privat behandlingsforsikring er større enn hva bransjens egne tall tilsier (jf. avsnitt 10.3.1).

Ideelt sett kunne vi tenkt oss et eksperiment der privat behandlingsforsikring ble delt ut til et tilfeldig utvalg av befolkningen, hvorpå en målte bruk av helsetjenester før og etter eksperimentet ble utført. De som ikke fikk utdelt forsikring ville da fungert som en kontrollgruppe. I virkelighetens verden lar dette seg vanskelig gjennomføre, og vi må nøye oss med å måle bruk av helsetjenester og omfang av privat behandlingsforsikring for et tilfeldig utvalg av befolkningen.

12 Diskusjon

Formålet med denne oppgaven har vært å undersøke om det eksisterer en sammenheng mellom privat behandlingssikring (PBF) og bruk av helsetjenester i Norge. Problemstillingen er aktuell siden markedet for PBF har hatt en markant vekst de siste årene, og nærmere 200 000 nordmenn har nå en slik forsikring. Forsikringen gir forsikringstaker rett til undersøkelse, sykehusinnleggelse og annen legebehandling innen kort tid. Siden det for de aller fleste er en tredjepart som betaler utgiftene, og ingen av forsikringsselskapene opererer med egenandeler, har forsikringstakerne insentiv til å konsumere mer helsetjenester enn de ville gjort uten en slik forsikring.

Av den deskriptive statistikken fremgår det at den typiske innehaver av behandlingssikring i Norge er en yrkesaktiv mann i 40-årene med arbeidsgiverbetalt forsikring, høyere inntekt og bedre helse enn gjennomsnittet. Regresjonsanalysen av sannsynligheten for å ha privat behandlingssikring viser at sannsynligheten øker med inntekt og er høyere for de som er i arbeid enn for personer som står utenfor arbeidsstyrken. Det observeres sosial ulikhet i hvem som har denne typen forsikring. Det er heller ikke de sykeste eller de med størst behov for helsetjenester som har behandlingssikring. Vi kan imidlertid ikke si om dette er et resultat av diskriminering fra tilbyders side eller skyldes forhold på etterspørselssiden i markedet.

Resultatene fra analysen av bruk av helsetjenester viser ingen signifikant sammenheng mellom å ha privat behandlingssikring og sannsynligheten for å oppsøke allmennlege eller legespesialist. Når det gjelder bruk av fysioterapeut finner jeg at personer med kollektiv behandlingssikring har høyere sannsynlighet for å oppsøke fysioterapeut enn personer som ikke har kollektiv forsikring. Individuell behandlingssikring er positivt korrelert med forventet antall legespesialistbesøk for kvinner, og funnet er knyttet til bruk av legespesialist utenfor sykehus. Det observeres en negativ korrelasjon mellom kollektiv behandlingssikring og forventningsverdien til antall allmennlegebesøk for kvinner.

Det er forøvrig interessant å merke seg at inntekt og utdanning kun i liten grad ser ut til å være korrelert med bruk av helsetjenester. I Norge må alle, også personer med PBF, oppsøke allmennlege for å få en henvisning til spesialisthelsetjenesten. Analysen viser ingen klar sammenheng mellom privat behandlingssikring og bruk av helsetjenester, og indikerer at det er helse-tilstand og behov som er styrende for allmennlegenes henvisning. Dette kan tyde på at fastlege-reformen, og legens rolle som portvokter og advokat, fungerer som intendert. Grasdahl og Monstad (2009a) fant at den innteksrelaterte ulikheten i bruk av legespesialisttjenester har blitt redusert over tid. Mine funn i analysen er i tråd med denne utviklingen.

Den demografiske utviklingen tilsier at behovet for helsetjenester vil øke i årene fremover, og ressursknapphet vil nødvendiggjøre stadig hardere prioritering i bruken av offentlige midler innenfor helsesektoren. Det er ikke utenkelig at økt usikkerhet rundt kvaliteten, herunder ventetid, på behandling i offentlig sektor vil bidra til økt etterspørsel etter PBF. Som følge av den aldrende befolkningen forventes også konkurransen om arbeidskraften å øke i årene fremover. Dersom behandlingsforsikring i hovedsak etterspørres av arbeidsgiver for å redusere sykefraværet, kan konkurranse om arbeidskraft føre til økt etterspørsel etter slike forsikringer fra bedriftenes side. Utvikling av ny og kostbar teknologi kan medføre at myndighetene setter et tak på hvor ressurskrevende behandlinger offentlig helsevesen skal tilby. Foreløpig har en ikke observert noen tendenser til at myndigheter fristes til å ekskludere behandlinger fra offentlige helseforsikringer når markedene for privat helseforsikring vokser, og det finnes få bevis på at private forsikringsmarkeder i større grad enn offentlige tar opp ny og kommende teknologi (OECD, 2004).

Thomson og Mossialos (2004) påpeker at dersom privat helseforsikring skal spille en supplerende rolle, uten å påvirke tilgang til helsetjenester for de uten privat helseforsikring, er det nødvendig å trekke klare skiller mellom det private og offentlige tilbudet av helsetjenester. Det er rimelig å anta at økt omfang av privat behandlingsforsikring vil generere et større marked for private klinikker og sykehus. Disse vil konkurrere med offentlig helsevesen om personell. I utgangspunktet er det en effektivitetsgevinst at det offentlige helsevesenet avlastes med økt privat kapasitet, som benyttes av de som er villig til å betale for det, men det er vanskelig å tenke seg at en privat helsetjenestesektor kan vokse frem uten samtidig å tappe det offentlige helsevesenet for personell og ressurser.

Når stadig flere dekkes av PBF risikerer en dessuten at disse individenes vilje til å medfinansiere et offentlig helsetilbud reduseres, noe som kan svekke oppslutningen om en offentlig universell helsetjeneste på sikt. Et større omfang av privat behandlingsforsikring kan også bidra til å undergrave egenandelsordningen, og den rasjonerende funksjonen egenandeler og ventetid på behandling i offentlig helsevesen har (St.meld. nr. 20, 2006-2007).

Som påpekt i metodekapitlet kan vi ved inkludering av en variabel for privat behandlingsforsikring i analysen fange opp eventuell korrelasjon mellom å ha privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester, men vi kan ikke skille mellom seleksjonseffekten og selve effekten på bruk av å ha forsikring framfor ikke å ha det. Vi kan ikke avgjøre om den økte bruken av enkelte helsetjenester blant personer med PBF skyldes en reell etterspørsel eller er generert som følge av unødvendig overforbruk av helsetjenester. En sammenheng mellom behandlingsforsikring og

bruk av helsetjenester vil være av mindre bekymring dersom den rett og slett skyldes ulike preferanser for bruk av helsetjenester blant personer med og uten slik forsikring.

Regulering av markedet for privat helseforsikring forekommer i varierende grad i andre OECD-land. Rapporten fra OECD (2004) konkluderer med at myndighetenes regulering av markedet for privat helseforsikring er avgjørende for at markedet skal fungere som intendert. Også Thomson og Mossialos (2004) anbefaler at markeder for privat helseforsikring bør reguleres for å gjøre produktet mer tilgjengelig for alle befolkningsgrupper. Etterhvert som det norske markedet øker i omfang, blir spørsmålet om regulering stadig mer aktuelt også her til lands. Dersom kjøp av PBF er som å "*kjøre sand i Sahara*" (Manifest, 2009), er det imidlertid ikke nødvendig at myndighetene griper inn for at alle skal få tilgang til å kjøpe en unødvendig vare.

Det reiser seg uansett en debatt rundt fordelingen av helsetjenester – uavhengig av effekten av dem. Målet for norsk helsepolitikk er at helsetjenester skal fordeles etter behov. Dersom vi i økende grad ser en tendens til at helsetjenester fordeles i befolkningen etter andre kriterier enn behov, undergraves likhetsprinsippet. Kjellberg et al. (2010) påpeker at selv om en i Danmark ikke har indikasjoner på at det økte omfanget av PBF har ført til at personer uten slik forsikring må vente lenger enn før på behandling (de er ikke *absolutt* verre stilt), blir de likevel *relativt* verre stilt, ettersom personer med PBF får behandling for det samme behovet, men med kortere ventetid. Norske data som lar oss undersøke om privat behandlingsforsikring har noen effekt på ventetid i offentlig helsevesen er foreløpig ikke tilgjengelig.

Dersom en ulikhet i bruk av helsetjenester medfører helsegevinster for brukerne, som igjen genererer økt sosial ulikhet i helse, er det all grunn til å være bekymret for veksten i markedet for privat behandlingsforsikring. Denne sammenhengen vet vi foreløpig ingenting om i Norge, ettersom det ikke foreligger data som gjør det mulig å analysere dette forholdet. Omfanget av private behandlingsforsikringer er forventet å øke i årene fremover. Selv om resultatene fra denne analysen tyder på at det ikke er en klar sammenheng mellom å ha privat behandlingsforsikring og bruk av helsetjenester, er det et marked vi må fortsette å observere.

Referanseliste

- 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 behandlingforsikring – kommet for 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 Conference Centre, Munchen*.
- Aftenposten (2003) Flere tegner privat helseforsikring. *Aftenposten*, 03.07.2003. Tilgjengelig på: <http://www.aftenposten.no/helse/article576527.ece> [30.11.2009]
- Arrow, K. J. (1963) Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, 53, 941-973.
- Askildsen, J. E. og Brekke, K. R. (2001) Er konkurranse i helsesektoren en god idé? I: Askildsen, J. E., og Haug, K. (red) (2001) *Helse, økonomi og politikk. utfordringer for det norske helsetilsynet*. Oslo: Cappelen akademisk forlag, 237-267.
- Askildsen, J. E., Holmås, T. H. og Nordanger, L. K. (2006) *Bør kommuner kjøpe helseforsikring*. SNF-Arbeidsnotat, 51.
- Askildsen, J. E., Holmås, T. H., Kaarbøe, O. M. (2008) Hvordan måle prioriteringspraksis i helsesektoren? *Samfunnsøkonomen*, 62 (3), 19-27.
- Besley, T., Hall, J. og Preston, I. (1999) The demand for private health insurance: do waiting lists matter? *Journal of Public Economics*, 72, 155-181.
- Bratberg, E. (2004) *Econometric models for discrete outcomes*. Forelesningsnotat, Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen.
- Carlsen, F. og Bringedal, B. (2009) Befolkningens tilfredshet med helsetjenesten og legers tilfredshet med arbeidssituasjonen. *Tidsskrift for Den norske legeforening*, 5 (129), 405-407.
- Ceva (2008) Danskerne: Private sundhedsforsikringer skaber ulighed. *Notat Ceva*, 30.12. Tilgjengelig på: <http://www.cevea.dk/sites/default/files/NOTAT%20-%20Private%20sundhedsforsikringer%20skaber%20ulighed.pdf> [10.03.2010]
- Eeckhoudt, L., Gollier, C. og Schlesinger, H. (2005) *Economic and Financial Decisions under Risk*. Princeton, USA: Princeton University Press.
- Finansnæringens Fellesorganisasjon (2010a) Helse- og behandlingforsikringer. Tilgjengelig på: <http://fno.no/no/Hoved/Fakta/Livsforsikring-og-pensjon/Liv-og-pensjon-A-A/Helse--og-behandlingforsikringer/> [04.05.2010]
- Finansnæringens Fellesorganisasjon (2010b) Statistikk behandlingforsikring – kritisk sykdom og barneforsikring. Tilgjengelig på: <http://www.fno.no/no/Hoved/Statistikk/skadeforsikring/Arlige-publikasjoner/Behandlingsforsikring---kritisk-sykdom-og-barneforsikring/> [03.05.2010]
- Folland, S., Goodman, A. C., Stano, M. (2007) *The Economics of Health and Health Care*. Upper Saddle River, New Jersey: Pearson Prentice Hall.

- Forsikring & Pension (2009) Statistikk Sundhedsforsikring – Antal forsikrede, præmier og erstatninger. Tilgjengelig på: http://www.forsikringogpension.dk/statistik/forsikring/antal/Sider/Sundhedsforsikring_Antal_forsikrede_praemier_erstatninger.aspx [08.12.2009]
- Forskrift om prioriteringer av helsetjenester, rett til nødvendig helsehjelp fra spesialisthelsetjenesten, rett til behandling i utlandet og om klagenemnd (prioriteringsforskriften) (2000). *Helse- og omsorgsdepartementet*.
- Grasdal, A. L. og Monstad, K. (2009a) *Inequity in the use of physician services in Norway before and after health care reforms*. Arbeidsnotat, Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen.
- Grasdal, A. L. og Monstad, K. (2009b) Sosial ulikhet i bruk av helsetjenester – målemetoder og empiriske funn. I: Haug, K., Kaarbøe, O. M. og Olsen, T. E., red. *Et helsevesen uten grenser*, Oslo: Cappelen akademisk forlag, 285-305.
- Grossman, M. (1972) On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80, 223-255.
- Hagen, K. P. og Schroyen, F. (2009) Helseforsikring i velferdsstaten – historikk og prinsipper, I: Haug, K., Kaarbøe, O. M. og Olsen, T. E., red. *Et helsevesen uten grenser*, Oslo: Cappelen akademisk forlag, 309-352.
- Haug, K. (2009) Verdens beste helsevesen. I: Haug, K., Kaarbøe, O. M. og Olsen, T. E., red. *Et helsevesen uten grenser*, Oslo: Cappelen akademisk forlag, 15-33.
- Helsedirektoratet (2009) Aktivitetsutvikling og ventetider i spesialisthelsetjenesten 2002-2008. *Helsedirektoratet rapport*.
- Helsedirektoratet (2010) Ventetider og pasientrettigheter, 3. tertial 2009. *Helsedirektoratet rapport*.
- Iversen, T. og Kopperud, G. S. (2005) Regulation versus practice – the impact of accessibility on the use of specialist health care in Norway. *Journal of Health Economics*, 14, 1231-1238.
- Jofre-Bonet, M. (2000) Public health care and private insurance demand: the waiting time as a link. *Health Care Management Science*, 3 (1), 51-71.
- Jones, A. M., Koolman, X. og van Doorslaer, E. (2005) *The impact of supplementary private health insurance on the use of specialists in selected European countries*. Arbeidsnotat. Tilgjengelig på: http://www2.eur.nl/ecuity/public_papers/ECuity3WP21August%202005.pdf [14.04.2010]
- Lov om folketrygd (1997). *Arbeids- og inkluderingsdepartementet*.
- Lov om helsetjenesten i kommunene (1982). *Helse- og omsorgsdepartementet*.
- Lov om pasientrettigheter (1999). *Helse- og omsorgsdepartementet*.
- Lov om spesialisthelsetjenesten m.m. (1999). *Helse- og omsorgsdepartementet*.

Kjellberg, J., Andreasen, M. N. og Sjøgaard, J. (2010) Private sundhedsforsikringer. *Dansk Sundhedsinstituttet*, DSI prosjekt nr. 2722.

Manifest senter for samfunnsanalyse (2009) Klassedelt helsevesen? Om utbredelsen av privat helseforsikring i Norge. *Manifest rapport*, 1.

Norheim, O. F. og Carlsen, B. (2003) Legens rolle som advokat og portvakt i fastlegeordningen. Evaluering av fastlegeordningen. *Stein Rokkan Senter notat*, 19.

Næss, Ø., Rognerud, M. og Strand, B. H. (2007) Sosial ulikhet i helse. En faktarapport. *Folkehelseinstituttet rapport*, 1.

OECD (2004) Private Health Insurance in OECD Countries. *The OECD Health Project*.

Tilgjengelig på:

http://www.oecd.org/document/10/0,3343,en_2649_37407_33913226_1_1_1_1,00.html

[28.05.2010]

Ot.prp. nr. 26 (2005-2006) Om lov om endringer i skatte- og avgiftslovgivningen (endret skatte- og avgiftsopplegg 2006 mv.). *Finansdepartementet*.

Pauly, M. V. (1968) The Economics of Moral Hazard: Comment. *American Economic Review*, 58 (1), 531-537.

Pedersen, I. (2007) Private helseforsikringer – status og betydning for utvikling i sosiale helse-skilnader. *Notatserie i helseøkonomi HEB*, 13.

Riksrevisjonen (2009-2010) Riksrevisjonens undersøkelse av økonomistyring i helseforetakene. *Dokument 3-serien*, 3.

Rodríguez, M. og Stoyanova, A. (2004) The effect of private insurance access on the choice of GP/specialist and public/private provider in Spain. *Journal of Health Economics*, 7, 689-703.

Salvado, J. C. (2008) The Determinants of Health Care Utilization in Portugal: An Approach with Count Data Models. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 144 (3), 437-458.

Seim, A., Løvaas, L. og Hagen, T. P. (2007) Hva kjennetegner virksomheter som kjøper private helseforsikringer? *Tidsskrift for Den norske legeforening*, 20 (127), 2673-2675.

St.meld. nr. 20 (2006-2007) Nasjonal strategi for å utjevne sosiale helseforskjeller. *Helse- og omsorgsdepartementet*.

St.meld. nr. 47 (2008-2009) Samhandlingsreformen: Rett behandling – på rett sted – til rett tid. *Helse- og omsorgsdepartementet*.

Statistisk Sentralbyrå (2009a) Antall driftsavtaler med helseforetakene blant privatpraktiserende legespesialister og kliniske psykologer, etter helseregion. 2002-2008. Tilgjengelig på:

<http://www.ssb.no/speshelsefydrift/tab-2009-06-18-02.html> [14.12.2009]

Statistisk Sentralbyrå (2009b) Spesialisthelsetjenesten, 2008. Tilgjengelig på:

<http://www.ssb.no/emner/03/02/speshelse/> [14.12.2009]

Statistisk Sentralbyrå (2010) Spesialisthelsetjenesten. Tilgjengelig på:

<http://www.ssb.no/emner/03/02/sykehus/> [26.05.2010]

- The Economist (2010) Briefing Health insurance: Clear diagnosis, uncertain remedy. *The Economist*, 394 (8670), 63-65.
- Thomson, S. og Mossialos, E. (2004) What are the equity, efficiency, cost containment and choice implications of private health-care funding in western Europe? København, *WHO Regional Office for Europe's Health Evidence Network (HEN)*.
- Van Doorslaer, E., Koolman, X. og Puffer, F. (2002) Equity in the use of physician visits in OECD countries: Has equal treatment for equal need been achieved? *OECD*, 225-248.
- Van Doorslaer, E., Koolman, X. og Jones, A. M. (2004) Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe. *Journal of Health Economics*, 13, 629-647.
- Van Doorslaer, E., Masseria, C. og Koolman, X. (2006) Inequalities in access to medical care by income in developed countries. *Canadian Medical Association Journal*, 174 (2), 177-183.
- Varian, H. R. (1992) *Microeconomic Analysis*. London, England: W. W. Norton & Company Ltd.
- Veberg, J. (2009) *Behandlingsforsikring og etterspørsel etter helsetjenester*. Masteroppgave, Institutt for økonomi, Universitetet i Bergen.
- Verbeek, M. (2008) *A guide to Modern Econometrics*. Chichester, England: John Wiley & Sons Ltd.
- Vertikal Helseassistanse AS (2009) Årsrapport 08.
- Wilhelmsen, M. (2008) Samordnet levekårsundersøkelse 2008 – Tversnittundersøkelsen. Dokumentasjonsrapport. *Statistisk Sentralbyrå notater*, 40.
- Wooldridge, J. M. (2006) *Introductory Econometrics – A Modern Approach*. Mason, USA: Thomson Higher Education.

Appendiks A

Tabellen i dette appendikset gir en oversikt over vilkår for utvalgte avtaler fra aktørene i markedet for privat behandlingsforsikring.

Merknader til tabellen

¹ N.a = not available.

² Til arbeidsforholdet opphører.

³ TrygVesta poengterer at de har tre års oppfølgingstid. Dvs. at dersom arbeidsgiver avslutter forsikringen mens arbeidstaker er midt i et behandlingsforløp, vil forsikringsselskapet følge vedkommende opp i inntil tre år etter at avtalen er avsluttet.

⁴ For personer over 67 år kreves besvart en egenerklæring. Den består av tre spørsmål og fylles ut av forsikringstakeren. Ingen avvises på bakgrunn av egenerklæringen, men visse sykdommer som allerede er påvist hos forsikringstaker kan unntas forsikringen.

⁵ Forsikringssum utbetales direkte til forsikringstaker etter utført behandling iht. statens DRG-satser, begrenset oppad til 40 ganger folketrygdens grunnbeløp (G).

Kilder appendiks A

If NUF: <http://www.if.no/web/no/bedrift/forsikringer/Helse/Pages/Oversikt.aspx> [21.02.2010] og telefonsamtale med selskapet 23.02.2010.

Gjensidige Norge: <https://www.gjensidige.no/no/0/Naringsliv/For-de-ansatte/Personalforsikringer/Behandlingsforsikring> [21.02.2010] og telefonsamtale med selskapet 23.02.2010.

Skandia Norge: http://www.skandia-forsikring.no/templates/pages/TextPage_1529.aspx [21.02.2010] og telefonsamtale med selskapet 23.02.2010.

Storebrand Helseforsikring:

<http://www.storebrand.no/site/stb.nsf/Pages/helseforsikringbedrift.html> [21.02.2010] og telefonsamtale med selskapet 23.02.2010.

Terra Forsikring: <http://www.terra.no/Forsikring/person/operasjon/Sider/default.aspx> [21.02.2010], telefonsamtale med selskapet 23.02.2010, samt e-poster mottatt 23.02.2010 og 25.02.2010.

TrygVesta Forsikring:

<http://www.trygvesta.no/bedrift/personalforsikringer/behandlingsforsikring/index.html> [21.02.2010], telefonsamtale med selskapet 23.02.2010, samt e-post mottatt 23.02.2010.

Vertikal Helseassistanse: <http://vha.no/publisher/publisher.asp?id=64> [21.02.2010] og telefonsamtale med selskapet 23.02.2010.

Appendiks A

Forsikringselskap	Skandia Norge		Gjensidige Forsikring		If NUF		Storebrand Helseforsikring	
	Kollektiv	Individuell	Kollektiv	Individuell	Kollektiv	Individuell	Kollektiv	Individuell
Tilbyr forsikring	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Nei	Ja	Ja
Navn på avtale	Bonus	Bonus	Behandlingsgaranti	Behandlingsgaranti	Helseforsikring komplett	n.a1	Behandlingsavtale Pluss	Behandlingsavtale Topp
Aldersgrense avtaleinngåelse	67 år	2-67 år	18-65 år	18-65 år	16-67 år	n.a	16-66 år	66 år
Avtalevarighet	Se merknad 2	Livet ut	Se merknad 2	Til fylte 70 år	Se merknad 2	n.a	Se merknad 2	Livet ut
Årlig premie 30-åring	n.a	1595	n.a	2340	n.a	n.a	n.a	3744
Årlig premie 60-åring	n.a	4994	n.a	7427	n.a	n.a	n.a	8796
Kollektiv premie	ca. 1800	n.a	Oppgis ikke	n.a	1580 (under 29 år)	n.a	ca. 2500	n.a
Behandlingsfrist (dgr)	20	20	21	21	25	n.a	28	28
Krav om helseerklæring	Nei, hvis > 25 ansatte	Ja	Nei, hvis > 100 ansatte, og ansatt over 2 år	Ja	Nei, hvis > 10 ansatte	n.a	Nei, hvis > 10 ansatte	Ja
Forsikringssum	Ubegrenset	Ubegrenset	Ubegrenset	Ubegrenset	Ubegrenset	n.a	Ubegrenset	Ubegrenset
Påvirker premien:								
Alder	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	n.a	Ja	Ja
Røyking	Nei	Nei	Ja	Ja	Nei	n.a	Nei	Ja
Andre forhold (ikke uttømmende)	Bedriftens størrelse, risikojustering etter bransje	Opplysninger i helseerklæringen kan gi tillegg	Bedriftens størrelse, skadehistorikk, øvrige forsikringer	Yrke	Bedriftens størrelse, vurdering av "helhetsbilde"	n.a	Bedriftens størrelse, sykefraværersprosent	Opplysninger i helseerklæringen kan gi tillegg
Forsikringen dekker:								
Undersøkelse	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	n.a	Ja	Ja
Behandling	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	n.a	Ja	Ja
Operasjon	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	n.a	Ja	Ja
Dagkirurgi	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	n.a	Ja	Ja
Organtransplantasjon	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	n.a	Nei	Nei
Reisekostnader	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	n.a	Ja	Ja
Fysioterapeut	Inntil 12 beh.	Inntil 12 beh.	Nei	Nei	Ja	n.a	Inntil 24 beh.	Inntil 24 beh.
Psykolog	Inntil 10 beh.	Inntil 10 beh.	Nei	Nei	Ja	n.a	Inntil 12 beh.	Inntil 12 beh.
Tannbehandling	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	n.a	Nei	Nei
Rusavvenning	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	n.a	Nei	Nei

Appendiks A

Forsikringsselskap	Terra Forsikring		TrygVesta Forsikring		Vertikal Helseassistanse	
	Kollektiv	Individuell	Kollektiv	Individuell	Kollektiv	Individuell
Tilbyr forsikring	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Navn på avtale*	n.a	Operasjonsforsikring	Behandlingsforsikring	Behandlingsforsikring	Vertikal Bedrift	Vertikal Privat
Aldersgrense avtaleinn-gåelse	n.a	18-55 år	67 år	3 mnd-60 år	Ingen	Ingen
Avtalevarighet	n.a	Til fylte 60 år	67 år (se merknad 3)	Til fylte 75 år	Se merknad 2	Livet ut (se merknad 4)
Årlig premie 30-åring	n.a	1211	n.a	1499	n.a	2148 (for 20 dgr)
Årlig premie 60-åring	n.a	n.a	n.a	5266	n.a	2148 (for 20 dgr)
Kollektiv premie	n.a	n.a	1558	n.a	I utgangspunktet samme som for individuell	n.a
Behandlingsfrist (ant dgr)	n.a	n.a	21	21	10 eller 20	10, 20 eller 28
Krav om helseerklæring	n.a	Ja	Nei, hvis > 6 ansatte	Ja	Nei	Nei
Forsikringssum	n.a	40 G (se merknad 5)	1 million kr	1 million kr	2 millioner kr	2 millioner kr
Påvirker premien:						
Alder	n.a	Ja	Nei	Ja	Nei	Nei
Røyking	n.a	Ja	Nei	Nei	Nei	Nei
Andre forhold (ikke uttømmende)	n.a	Ja	Bedriftens størrelse, skadeutvikling		Bedriftsstørrelse, bransje, sykefraværshistorikk	Nei
Forsikringen dekker:						
Undersøkelse	n.a	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Behandling	n.a	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Operasjon	n.a	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Dagkirurgi	n.a	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Organtransplantasjon	n.a	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Reisekostnader	n.a	Nei	Ja, utover 100 km til behandlingssted	Ja, utover 100 km til behandlingssted	Ja	Ja
Fysioterapeut	n.a	Nei	Ja	Ja	Ja	Ja
Psykolog	n.a		Ja	Ja	Ja	Ja
Tannbehandling	n.a	Nei	Ja, som følge av sykdom	Ja, som følge av sykdom	Nei	Nei
Rusavvenning	n.a	Nei	Ja	Ja	Nei	Nei

Appendiks B

Variabelnavn	Type	Definisjon
alder	Kontinuerlig	Individets alder på intervju tidspunktet
alder2	Kontinuerlig	Alder kvadrert
behfors	Binær	= 1 har behandlingsforsikring
kollektiv	Binær	= 1 behandlingsforsikring betalt av arbeidsgiver
individuell	Binær	= 1 behandlingsforsikring ikke betalt av arbeidsgiver
kvinne	Binær	= 1 kvinne
gift	Binær	= 1 gift/registrert partner
samboer	Binær	= 1 samboer
samboende	Binær	= 1 gift/registrert partner/samboer
inntekt	Kontinuerlig	Samlet inntekt etter skatt for respondenten i 1000 kr
husinntekt	Kontinuerlig	Samlet inntekt etter skatt for husholdningen i 1000 kr
ekvhusinnt	Kontinuerlig	Ekvivalentinntekt for husholdningen i 1000 kr
utdugvs	Binær	= 1 høyeste utdanningsnivå lavere enn avsluttet videregående
utdvgs	Binær	= 1 videregående, avsluttende utdanning
utdunil	Binær	= 1 universitets- og høyskoleutdanning, lavere nivå
utdunih	Binær	= 1 universitets- og høyskoleutdanning, høyere nivå eller forskerutdanning
utdmis	Binær	= 1 utdanningsnivå ikke oppgitt
jobb	Binær	= 1 vanligvis sysselsatt
ikkejobb	Binær	= 1 ikke sysselsatt
arboff	Binær	= 1 offentlig ansatt: Eierforhold arbeidsplass oppgitt som kommunal, fylkeskommunal eller statlig virksomhet
arbpriv	Binær	= 1 privat ansatt: Eierforhold arbeidsplass oppgitt som et personlig eid firma, et aksjeselskap, organisasjon eller lignende
ufør	Binær	= 1 mottar uførepensjon
ledende	Binær	= 1 har leder-/overordnet stilling
selvnær	Binær	= 1 selvstendig næringsdrivende
arbledig	Binær	= 1 arbeidsledig siste 3 mnd
helsegod	Binær	= 1 egenvurdert helse er meget god eller god
helsemiddels	Binær	= 1 egenvurdert helse er verken god eller dårlig
husedårlig	Binær	= 1 egenvurdert helse er dårlig eller meget dårlig
smertes	Binær	= 1 varige/stadig tilbakevendende smerter i kroppen siste 3 mnd
legekont	Binær	= 1 hatt kontakt med allmennlege/fastlege siste 12 mnd
antlegekont	Kontinuerlig	Antall kontakt med allmennlege/fastlege siste 12 mnd
legespes	Binær	= 1 besøkt legespesialist siste 12 mnd
antlegespes	Kontinuerlig	Antall ganger besøkt legespesialist siste 12 mnd
fysiot	Binær	= 1 vært hos fysioterapeut siste 12 mnd
antfysiot	Kontinuerlig	Antall ganger besøkt fysioterapeut siste 12 mnd
varigsykd	Binær	= 1 har én eller flere varige sykdommer
antvarigsykd	Kontinuerlig	Antall varige sykdommer/lidelser individet oppgir
trener	Binær	= 1 trener en gang i uka eller mer
ikkerøyk	Binær	= 1 røyker aldri
dagligrøyk	Binær	= 1 røyker daglig
avogtilrøyk	Binær	= 1 røyker av og til
RHFSO	Binær	= 1 bor i helseregion Sør-Øst
RHFV	Binær	= 1 bor i helseregion Vest
RHFMN	Binær	= 1 bor i helseregion Midt-Norge
RHFN	Binær	= 1 bor i helseregion Nord
grisgrendt	Binær	= 1 bor ikke i tettbygd strøk ⁵⁹
tettbodd	Binær	= 1 bor i tettbygd strøk
antbarnu17	Kontinuerlig	Antall barn i husholdningen under 17 år

⁵⁹ Tettbygd strøk defineres som at det bor minst 200 personer der, og at avstanden mellom husene stort sett er under 50 meter (Wilhelmsen, 2008).