

**UNIVERSITETET
I OSLO**

HELSEØKONOMISK
FORSKNINGSPROGRAM

**Betalingsvillighet for
behandlingsgaranti**

**-analyse av en
befolkningsundersøkelse**

Gry Stine Kopperud,
Senter for helseadministrasjon

Skriftserie 2000: 4



Betalingsvillighet for behandlingsgaranti - analyse av en befolkningsundersøkelse

Gry Stine Kopperud,
Senter for Helseadministrasjon

© HERO og forfatteren. Reproduksjon er tillatt når kilde oppgis.
HERO - Health Economics Research Programme at the University of Oslo
ISSN 1501-9071, ISBN-nummer: 82-7756-038-9

Forord

Grunnlaget for dette notatet har vært min hovedoppgave i Samfunnsøkonomi ved Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo, våren 2000. Jeg ønsker å rette en stor takk til førsteamanuensis Tor Iversen ved Senter for Helseadministrasjon, for god og hyggelig veiledning, verdifulle tips, stor tålmodighet og rask tilbakemelding.

Under arbeidet med min hovedoppgave var jeg engasjert som studentassistent ved Frischsenteret. Engasjementet var finansiert gjennom bevilgning til Helseøkonomisk forskningsprogram (HERO) fra Norges forskningsråd. Min arbeidsplass var ved Senter for Helseadministrasjon.

Det er selvfølgelig jeg alene som står ansvarlig for eventuelle feil eller mangler.

Oslo 7. juli 2000

Gry Stine Kopperud

SAMMENDRAG

Notatet er motivert utfra dagens behandlingsgaranti ved sykdom, en garanti som ikke er juridisk bindende. Formålet er:

- å beregne befolkningens betalingsvillighet i form av økt skatt for innføring av en juridisk plikt til å behandle pasienter innen tre måneder, og
- å undersøke hvilke faktorer som kan påvirke denne betalingsvilligheten.

Analysen er basert på data fra et utvalg av 2000 tilfeldige uttrekte personer. Dette utvalget utgjør Statistisk Sentralbyrås omnibusundersøkelse i 1998.

Det utledes først en teoretisk modell som fokuserer på betalingsvillighet for å unngå helsekø. Den teoretiske modellen viser at en økning i inntekten øker maksimal betalingsvillighet, mens en økning i sannsynligheten for å få behandling innen garantitiden og for å være frisk i neste periode, reduserer maksimal betalingsvillighet. Det antas så en sammenheng mellom individets forventede nytte og sannsynligheten for å akseptere kontrakten. På bakgrunn av denne sammenhengen utledes en logistisk sannsynlighetsmodell for binære responsvariabler.

Hypotesene fra den teoretiske modellen testes så empirisk. Utvalgets gjennomsnittlige maksimale betalingsvillighet i form av økt skatt estimeres til 4673 kroner per år. Den estimerte sannsynligheten for å akseptere skattebeløpet påvirkes positivt av individets alminnelige helsetilstand, antall personer i husholdningen og om individene har en positiv holdning til innføring av forsikringer i helsesektoren. Fra kjønn (menn) og ønsket om selv å få bestemme behandlingssted vil den estimerte sannsynligheten for å akseptere skattebeløpet påvirkes negativt.

I dette notatet vises det til mulige svakheter ved selve spørsmålsformuleringen i omnibusundersøkelsen. Blant annet kan individets ønske om å innføre en behandlingsgaranti ha overskygget den økte skattens innvirkning på individets forbruksmuligheter. Det rådes derfor til stor varsomhet ved tolkning og generalisering av utvalgets estimerte maksimale betalingsvillighet.

INNHALDSFORTEGNELSE

1 INNLEDNING	5
2 HELSETJENESTER I NORGE	7
2.1 KORT OM ORGANISASJON OG FINANSIERING	7
2.2 UTVIKLING I BEHANDLING, VENTELISTER OG GARANTIBRUDD	10
2.3 VENTETID PER 31.12.1999	11
2.4 PASIENTRETTIGHETSLOVGIVNING	12
3 ET ENKELT TEORETISK RAMMEVERK	15
3.1 MODELLEN	15
3.2 KOMPARATIV STATIKK	19
3.3 DEN LOGISTISKE MODELLEN	21
4 TIDLIGERE LITTERATUR OG UNDERSØKELSER	26
5 MATERIALE OG METODE	29
5.1 UNDERSØKELSEN	29
5.2 UTVALGSTREKKING	29
5.3 VARIABLENE.....	30
5.4 BELØPENES FORDELING.....	31
5.5 BESKRIVELSE AV UTVALGET	32
6 STATISTISK METODE OG ESTIMERING	36
7 ESTIMERINGSRESULTATER	41
7.1 INNLEDNING	41
7.2 ESTIMERINGSRESULTAT FOR MODELL 1 OG 2	42
7.3 ESTIMERINGSRESULTAT FOR MODELL 3	45
7.4 ESTIMERINGSRESULTAT FOR MODELL 4 OG 5	46
8 DISKUSJON	49
8.1 RESULTATENE	49
8.2 SAMMENLIKNINGER MED ST. MELD NR 44	52
8.3 PRIVATE FORSIKRINGER	53
8.4 FEILKILDER	54
8.5 PROBLEMER MED BETALINGSVILLIGHETSMETODEN.....	57
8.6 MULIGE FORBEDRINGER VED SPØRSMÅLET.....	59
9 KONKLUSJON	61
REFERANSELISTE	63
10 VEDLEGG	65
A. KAPITTEL 2.....	65
B. KAPITTEL 3.....	66
C. KAPITTEL 7.....	67
D. KAPITTEL 8.....	76

1 Innledning

Professor Ståle Eskeland ble 1. september 1988 engasjert av Sosial- og helsedepartementet som leder for et prosjekt med mandat til å legge fram forslag til en pasientrettighetslov som skulle sørge for nordmenns rett til "lik tilgang på helsetjenester". Først i august 1997 gir Sosial og helsedepartementet ut et høringsnotat om "Lov om pasientrettigheter". Høringsinstansene ble bedt om å vurdere to alternative forslag til lovfesting av retten til nødvendig spesialisthjelp. Det ene alternativet innebærer at retten til spesialisthjelp knyttes opp mot behandlingsgarantien. Behandlingsgarantien garanterer behandling for de sykeste pasientene etter en nærmere fastsatt tidsfrist¹. Dette alternativet gjør fylkeskommunen juridisk behandlingsansvarlig overfor alle garantipasienter. Det andre alternativet knytter retten til spesialisthjelp opp mot tilstandens grad av alvorlighet. Ventetidsgarantien gjøres til et rettslig forpliktende prioriteringsverktøy, men utgjør ingen rettighet for pasientene.

Dagens lovgivning gir ikke pasientene en juridisk bindende rett til spesialisthjelp. Det er opp til sykehusene både å tildele behandlingsgaranti, og innkalle pasienter til behandling. Siden sykehusene selv organiserer og prioriterer pasientene, kan prioriteringsulikheter oppstå.

Retten til spesialisthjelp innen 3 måneder gjøres juridisk bindende i lovforslagets første alternativ. Det er dette lovforslaget som danner grunnlaget for dette notatet som vil være en analyse av en befolkningsundersøkelse om betalingsvillighet for å redusere ventetid i helsevesenet. Problemstillingen er motivert utfra dagens behandlingsgaranti, en garanti som ikke er juridisk bindende. Formålet er å beregne betalingsvilligheten for innføring av en juridisk plikt til å behandle pasienter innen 3 måneder. Jeg vil også forsøke å vise hvilke faktorer som bestemmer dette utvalgets betalingsvillighet.

Datamaterialet er samlet inn av Statistisk Sentralbyrå i 1998, og analyseres i dataprogrammet SPSS 8.0 (Statistical Package for the Social Science). Notatets figurer og tabeller er også laget i dette programmet. Den binære avhengige variabelen er ønske om å betale for garantien, og den antas være logistisk fordelt. Estimeringen av den logistiske modellen gjøres ved sannsynlighetsmaksimeringsmetoden.

¹ For nærmere beskrivelse av behandlingsgarantien se kap. 2.2.

Undersøkelsen er basert på et utvalg av 2000 tilfeldige personer, trukket fra Statistisk Sentralbyrås utvalgsplan. Av disse ble det oppnådd intervju med 1342 personer (67,4%). Utvalget ble delt i fem tilfeldige underutvalg. Alle personene ble spurt det samme spørsmålet:

I tilfeller hvor offentlige sykehus i Norge ikke kan tilby nødvendig behandling innen tre måneder vurderes det om myndighetene skal dekke utgiftene til behandling ved private sykehus i Norge eller i utlandet. Vil du være villig til å betale X kroner i økt skatt per år for at en slik behandlingsgaranti skal gjelde hele befolkningen?

Skattebeløpet X varierte fra 500 kroner og opp til 5000 kroner, i de fem underutvalgene. Siden størrelsen på skatten er variert kan jeg beregne utvalgets maksimale betalingsvillighet for innføring av en juridisk bindende behandlingsgaranti.

63,8% av utvalget ønsket å betale oppgitt beløp for ordningen. Utvalgets estimerte maksimale betalingsvillighet var 4673 kroner per år. Den estimerte sannsynligheten for å akseptere skattebeløpet påvirkes positivt av individets alminnelige helsetilstand, antall personer i husholdningen og om de er positive til innføring av forsikringer i helsesektoren. Negativ påvirkning på det oppgitte beløpets størrelse kommer fra kjønn (mann) og om de selv ønsker å få bestemme behandlingssted.

4673 kroner i ekstra skatt per år er et relativt høyt tall. Siden den gjennomsnittlige maksimale betalingsvilligheten er høy, kan jeg trekke den slutningen at utvalget har et sterkt ønske om å innføre denne 3 måneders juridiske bindende behandlingsgarantien. I litteraturen er det vist at individenes svar avhenger av hvordan spørsmålet og spørsmålsskjemaet er formulert². Jeg oppfordrer derfor til stor forsiktighet ved all bruk og generalisering av resultatene.

Kapittel 2 beskriver kort helsetjenesten i Norge; Helsetjenesteorganisasjonen og dens oppbygning, utviklingen i antall utførte behandlinger, lengden på ventelister og antall garantibrudd, og innholdet i den kommende pasientrettighetslovgivningen. I kapittel 3 presenteres en enkel teoretisk modell og dens forutsetninger. Fra denne modellen utledes hypoteser som blir testet i den empiriske delen. Kapittel 4 gir en oversikt over tidligere litteratur og undersøkelser som kan ha en relevans i forhold til denne undersøkelsen, mens utvelging og presentasjon av variabler og

² Se Arrow et al. (1993)

presentasjon av datamaterialet gjøres i kapittel 5. I kapittel 6 presenteres den logistiske modellen, og i kapittel 7 dens resultater. Kapittel 8 inneholder diskusjon og kritikk av den empiriske undersøkelsen og betalingsvillighetsstudier mer generelt. Konklusjonen er skrevet i kapittel 9. Noen utregninger til den teoretiske modellen, de logistiske modellene, og noen tabeller er å finne i dette notatets vedlegg.

2 Helsetjenester i Norge

2.1 Kort om organisasjon og finansiering

Det norske helsevesenet kan karakteriseres ved høy kvalitet på helsetjenestene og god medisinsk kompetanse. Det er relativ god helse i Norges befolkning, noe som gir seg utslag blant annet ved høy forventet livslengde. Norge er blant de OECD-landene med høyest levealder. Forventet livslengde for en kvinne ved fødselen er 80,3 år, og for en mann 74,2 år. Spedbarnsdødeligheten er også blant de laveste i hele OECD-området.

Norge har en obligatorisk offentlig organisert helseforsikringsordning, hvor hele befolkningen står overfor en politisk bestemt kontrakt. Innbetalinger til den obligatoriske forsikringsordningen skjer gjennom skattebetalinger til staten, fylkeskommunene og primærkommunene.

I følge Lov 19. nov. 1982 nr. 66 (kommunehelsetjenesteloven) er alle kommuner i Norge pliktet å holde en helsetjeneste av en viss minstestandard og yte helsehjelp opp til et visst minstenivå uten hensyn til ressurstilgang eller størrelsen på befolkningen. Det tilbys dermed grunnleggende helsetjenester ikke bare i de urbane områdene, men også i de små utkantkommuner.

Siden 1984 har primærhelsetjenesten vært kommunens ansvar. Allmennlegetjenesten står som en sentral del av primærhelsetjenesten, og den organiseres delvis ved at kommunen inngår kontrakter med privatpraktiserende leger og delvis ved hjelp av kommunalt ansatte leger.

Fra 1988 ble det kommunens ansvar å drive pleiehjem (sykehjem/eldresenter og eldreboliger) for eldre, og fra 1991 ble ansvaret for pleien av de mentalt tilbakestående også overført kommunene.

Det er et offentlig ansvar at befolkningen får dekket sitt behov for sykehustjenester, og det er fylkeskommunenes som skal sikre at dette skjer. Det store flertall av sykehusene har derfor et fylkeskommunalt eierskap og driftsansvar. Spesialisthelsetjenesten har vært fylkeskommunens ansvar siden 1969.

Fylkeskommunen har ansvar for planlegging, utbygging og drift av sykehus, sykestuer, fødehjem, sykehoteller, legespesialisttjenester, kliniske psykologtjenester, medisinske laboratorier, røntgeninstitutter og den offentlige tannhelsetjenesten, samt for å utarbeide en helseplan for å løse disse oppgavene. Helseplanen skal godkjennes av Sosial- og helsedepartementet. Fylkeshelsesjefens kontor administrerer og betjener institusjonshelsetjenesten.

Sykehus sektoren har fra 1974 vært organisert i fem helseregioner, hver helseregion med hvert sitt regionsykehus. Regionsykehusene skal ta hånd om undersøkelser og behandling som krever spesialkompetanse. Regionsykehusene er knyttet opp mot universitetene, slik at det drives både undervisning og forskning her.

Staten eier bare et fåtall sykehus, med Rikshospitalet (som også er et regionsykehus) og Radiumhospitalet som de sentrale.

Privat helsetjeneste omfatter privatpraktiserende helsepersonell som for eksempel leger, tannleger, kiropraktorer, fysioterapeuter. Det er godkjent fem private sykehus i det sørlige Norge. De private sykehusene har spesialisert seg på behandling der det finnes særlig lange ventelister ved de offentlige sykehus slik som for eksempel ved hofteoperasjoner og sterilisering. Noen bedriftshelsetjenester, medisinske laboratorier og røntgeninstitutter er også privat eid. Enkelte sykehjem og opptreningsinstitusjoner eies og drives av private foreninger og organisasjoner.

Leger kan enten være fastlønte kommuneleger eller privatpraktiserende med og uten kommunal driftsavtale. Avlønningen til private allmennleger med kommunal driftsavtale er tredelt: Midler fra kommunen, staten og egenandel fra pasientene. I tillegg til de kommunale tilskudd yter staten direkte tilskudd til allmennelegetjenesten gjennom takster for tjenester utført av privatpraktiserende leger og såkalte fastlønnstilskudd til kommuner avhengig av antallet fastlønnstillinger.

Pasientene betaler 108 kroner³ per konsultasjon hos lege ansatt på et kommunale legesenter eller hos privatpraktiserende lege med kommunal driftsavtale. Det kreves tillegg for røntgen, blodprøver, hjemmekonsultasjoner etc. De totale utgiftene en pasient står overfor summeres opp til 1370 kroner hvert år inkludert legemidler på blå resept. Man betaler heller ikke mer enn 340 kroner for medisiner per blå resept. Utgifter over disse beløpene blir fullt ut betalt av trygdekassen. Eldre har krav på en reduksjon i egenbetaling, mens barn under 7 år får gratis konsultasjoner.

Medlemskap i folketrygden er obligatorisk for alle. Den er finansiert av obligatoriske bidrag i form av skatt fra arbeidsgivere, arbeidstakere og selvstendig næringsdrivende. Folketrygden tilbakebetaler fullt ut utgifter til barnefødsler, behandling av barn under syv år, ortopedisk behandling og tannlegetjeneste for barn og ungdom under 19 år.

Ved innføringen av fastlegeordningen fra 1.juni 2001 vil hver innbygger få en fast lege å forholde seg til, og avlønningsformen til legene vil samtidig endres. Legen vil bli avlønnet etter antallet pasienter på sin liste (maksimalt 2500 pasienter og minimum 500 pasienter), etter antall konsultasjoner og andre tjenester. Takstene er ennå ikke fastsatt.

Finansieringen av sykehusene har i all hovedsak kommet fra fylkeskommunale midler, som igjen har hatt to kilder: Skatteinntekter og statlige rammeoverføringer. Universitetssykehusene får også et tilleggsbudsjett fra staten. Siden 1980 har sykehusene vært finansiert ved hjelp av rammebudsjett. Størrelsen på rammene har vært satt i forhold til fastsatte kriterier som fylkets inntekt per capita, alderssammensetningen, størrelsen på populasjonen, og historiske kostnader for sykehuset. Gjennom hele 90-tallet har det imidlertid vært en utvikling hvor staten har finansiert en stadig økende andel av de totale utgiftene i sektoren. Innsatsstyrt finansiering (ISF) ble innført 1. juli 1997, hovedsakelig ut fra et ønske om å stimulere til økt pasientbehandling for derigjennom å redusere ventelister og ventetider. Fra 1. januar 1998 ble 50 % av midlene relatert til faktisk behandlede pasienter, deres medisinske tilstand og en nasjonal standardisert kostnadsplan. De resterende 50 % er rammeoverføringer.

³ Takstene bestemmes i statsbudsjettet, og kan følgelig endres hvert år.

2.2 Utvikling i behandling, ventelister og garantibrudd

Vedvarende lange ventelister for behandling tvang myndighetene til å introdusere en nasjonal standard for behandlingsprioriteringer i 1988 etterfulgt av en "ventetidsgaranti", stipulert som en 6 måneders maksimal ventetid for behandling av "ikke øyeblikkelig hjelp" og som ellers behøver behandling "for å unngå alvorlige konsekvenser på sikt" i 1990. I henhold til denne lovgivningen ble fylket ansvarlig for å fremskaffe helsetjenesten innen fastsatt tidsfrist til de personer som kommer inn under garantien. Fra 1.juli 1997 ble ventetidsgarantien endret. Den gamle 6 måneders behandlingsgarantien ble erstattet av en ny 3 måneders behandlingsgaranti for de sykeste pasientene. Pasientene vil bli tildelt 3 måneders behandlingsgaranti hvis følgende kriterier er oppfylt:

1. Pasienten skal ha et klart påregnelig og betydelig tap av livslengde eller livskvalitet dersom behandling utsettes. Dette kan være smerte eller lidelse store deler av døgnet eller vesentlige problemer i forbindelse med vitale livsfunksjoner.
2. Det foreligger god dokumentasjon for at utsiktene når det gjelder livslengde eller livskvalitet, vesentlig kan forbedres ved aktiv medisinsk behandling, vesentlig kan forverres uten behandling eller senere behandlingsmuligheter kan forspilles ved en behandlingsutsettelse.
3. De forventede resultater står i et akseptabelt forhold til kostnadene.

Samtidig som det ble innført 3 måneders behandlingsgaranti, ble en ny prioriteringsdimensjon innført: Kostnadseffektivitet (pkt.3 over).

Fylket er ved lov pålagt å rapportere ventelister ved sykehusene tre ganger per år. I Ventsys databasen på Internett⁴ har det siden den gang blitt rapportert to datasett: Ett for pasienter henvist til sykehus før 1.juli 1997 og som har den gamle 6 måneders behandlingsgaranti, og et annet for pasienter henvist etter 1.juli 1997 og som har den nye 3 måneders behandlingsgaranti, eller som ikke er tildelt garanti.

⁴ www.npr.no

2.3 Ventetid per 31.12.1999⁵

SINTEF Unimed Norsk pasientregister har ansvaret for å samle inn tall vedrørende ventesituasjonen ved norske sykehus. Innsamlingen foretas på oppdrag fra Sosial- og helsedepartementet. Det har nå gått 3 år siden innføringen av 3 måneders garantien.

I 1998 lå antall garanti brudd på rundt 5000-6000. Per 31.12.99 var det 5.395 pasienter med 3 måneders behandlingsgaranti som har ventet mer enn 3 måneder på behandling, en nedgang på 8 % i forhold til forrige tertial. Ser man kun på den gamle garantiordningen gjenstod det fremdeles 320 pasienter å behandle.

Innenfor somatiske fagområder ble over 72 % av alle henviste behandlet i løpet av tre måneder, og av de med behandlingsgaranti ble 87 % behandlet innen garantitiden. Median ventetid for ordinært avviklede pasienter var totalt 37 dager. Antallet nyhenvisninger var 362322 i 3. tertial, en økning på 9 % i forhold til 2. tertial 1999. 19 % av alle nyhenviste pasienter ble tildelt behandlingsgaranti. Antallet ordinært avviklede henvisninger var 294346, en økning på 16 % i forhold til forrige tertial. Antallet som stod på ventelister med behandlingsgaranti var 25602. Dette var en økning i forhold til 2. tertial med 6 %. Antall garantibrudd i 3. tertial var 5169, dette var en reduksjon på 4 % i forhold til 2. tertial.

For psykiatriske fagområder ble over 84 % av de henviste behandlet innen 3 måneder, og over 87 % av de med behandlingsgaranti ble behandlet i løpet av 3 måneder. Det totale antallet henvisninger som ikke var behandlet per 31.12.99, var 5882 mot 5666 pasienter per 31.08.99. Av disse 5882 pasienter var 4 % som er registrert med garantibrudd. Median behandlingstid var 21 dager.

Det var store fylkesvise variasjoner i ressursinnsats, medisinsk praksis og tilgjengelighet. Det var også store fylkesvise variasjoner i ventetider og praktisering av ventelistegarantien. Per 31.12.99 hadde Finnmark gitt 6 % av nye henvisninger behandlingsgaranti, mens Hordaland hadde gitt 31 % av alle nye henvisninger behandlingsgaranti. Østfold, Vestfold og Hordaland var de fylkene

⁵ I vedlegg A finnes tabeller for "Ventetid for ordinært avviklet" og "Hovedtall for ventelister", somatikk.

med flest garantibrudd. Disse fylkene hadde over 19 % av bruddene hver. De fylkene med minst garantibrudd var Sogn og Fjordane, Oslo, Oppland og Aust Agder, alle med under 1 % av garantibruddene. Fylkene med lavest nytildeling av garanti var også de fylkene med minst garantibrudd. Det kan dermed synes som at det er en sammenheng mellom antall garantibrudd og antall garantitildelinger.

For somatikk og psykiatri samlet sett fikk vi i 1998 en kraftig reduksjon i antall garantibrudd, og i 1999 en fortsatt reduserende trend. (I 1998 falt antallet garantibrudd fra 12349 i 31.12 1997 til 7138 31.12 1998, mens i 31.12 1999 var antallet videre falt til 5717.) Den sentrale forklaringen på dette er trolig den økte aktiviteten. Samtidig vil antall garantibrudd avhenge av hvor restriktive legene er med å tildele garanti til sine pasienter. Sykehusene hadde en samlet innleggelse i 1999 på 700000 pasienter mot 687000 pasienter i 1998, og 666000 pasienter i 1997. Fra 1997 til 1998 økte antallet polikliniske konsultasjoner fra 2,7 millioner til nær 3 millioner, basert på data fra 42 av landets 76 sykehus. Om lag 30 % av befolkningen ble behandlet ved sykehus i 1998. Hele 1990-tallet sett under ett har det vært en svak, men jevn vekst i gjennomsnittlig antall innleggelser per pasient. Resultatene viser at det særlig innenfor øyeblikkelig hjelp veksten har funnet sted. Til tross for sterk fokusering på avviklingen av ventelister var antall planlagte innleggelser per innbygger uendret fra 1997 til 1998. Denne trenden gjelder også for 1999.

2.4 Pasientrettighetslovgivning

Norge har i dag ingen samlet lov om pasientrettigheter, men det finnes en rekke lovfestede pasientrettigheter nedfelt i ulike særlover. Flere av pasientrettighetene er i lovverket også formet som pliktregler for kommuner, fylkeskommune, sykehus, leger etc. og ikke som rene rettighetsbestemmelser for den enkelte pasient. I Norden er det bare Finland som har en særskilt lov om pasientrettigheter: "Lag om patientens ställning og rättigheter av 8. november 1991". Den får anvendelse for så vel privat og offentlig helsetjeneste. En samlet lov om pasienters rettigheter vil kunne bedre tilgjengeligheten og kunnskapen om pasientens egne rettigheter.

En omfattende helselovreform er under arbeid. Ot.prp. nr. 10 (1998-1999) *Om lov om spesialisthelsetjenesten m.m.* inneholder forslag til lovregler om organisering og finansiering av spesialisthelsetjenesten. Ot.prp. nr. 11 (1998-1999) inneholder forslag til bestemmelser om etablering og gjennomføring av *psykisk helsevern*, mens Ot.prp. nr. 12 (1998-1999) inneholder forslag til regler om *pasientrettigheter* som rett til informasjon, rett til fritt sykehusvalg m.m.

Ot.prp. nr. 13 (1998-1999) har forslag til regler om *helsepersonells rettigheter og plikter*. De nye lovene er vedtatt av Stortinget. De nye lovene trer i kraft fra den tid Kongen bestemmer.

Både gjeldende og nye pasientrettigheter vil nå bli samlet i en generell lov. Disse pasientrettigheter kan grupperes i to: Rettigheter man får som pasient og rettigheter i forhold til tilgang på helsetjenester. Lovens formål er å bidra til å sikre hele befolkningen lik tilgang på helsetjenester av god kvalitet ved å gi pasienter rettigheter overfor helsevesenet, samt å bidra til å fremme tillitsforholdet mellom pasient og helsetjenesten og ivareta respekten for hver enkelt pasients integritet og selvbestemmelse. I dag er det rett til innsyn i egen journal, rett til informasjon, rett til medvirkning og særlige rettigheter for barn. Det nye er rett til helsehjelp (hva angår spesialisthelsetjenesten), rett til fritt sykehusvalg, rett til fornyet vurdering (regulering av samtykke fra helsepersonell), rett til skriftlige samtykke i særtilfeller, rett til formell klagemulighet også for spesialisthelsetjenesten, rett til å få slettet feilaktige opplysninger i egen journal og pasientombudsordning.

På bakgrunn av komitéuttalelsen i Innst. S. nr. 237 (1996-97) valgte departementet å fremme to alternative forslag til lovfesting av rett til nødvendig helsehjelp. Høringsinstansene ble bedt om å vurdere disse særskilt.

Det første alternativet bygde på allerede gjeldende rett, men det lovfestes i tillegg *retten til å søke behandling* ved annen helseinstitusjon i Norge eller i utlandet, for fylkeskommunens regning dersom ikke bostedsfylket kan skaffe behandling innen en nærmere fastsatt tidsfrist. Denne ventetidgarantien retter seg mot pasientgrupper som har behov for behandling, altså pasienter som er tilkjent behandlingsgaranti. De som ikke er tilkjent behandlingsgaranti, er ikke omfattet av rettigheten.

Det andre alternativet ble ikke knyttet opp mot ventetidgarantien. Det gis her en generell rett til helsehjelp knyttet til tilstandens alvorlighetsgrad, nytte og kostnader sett i sammenheng med helsehjelpens effekt. Dette alternativet omfatter både kommunehelsetjenesten og spesialisthelsetjenesten, og er en konkretisering av det minstemålet som gjelder for retten til helsehjelp etter gjeldende kommunehelsetjenestelov §2-1. Alle former for helsehjelp er omfattet. Ventetiden gjøres her til å bli et rettslig forpliktende prioriteringsverktøy for fylkeskommunene uten at det er en rett for pasientene.

Ved å kunne kreve helsehjelp gjennom lovfestet rett til behandling vil man kunne bedre pasienters maktstilling overfor helsevesenet. Pasientgrupper som i dag har liten politisk innflytelse, eller som nedprioriteres i spesialisthelsetjenesten, vil dermed stå sterkere. Denne nye muligheten for å kunne kreve behandling vil også gjøre pasienttilværelsen tryggere både psykisk og fysisk.

I forhold til ventelistene vil belønning og sanksjoner fungere som et styringssignal til fylkeskommunene/sykehusene. De vil oppmuntre til å holde ventetidgarantien. Sykehusene vil få et insentiv til å ajourføre og rydde opp i ventelistetallene. På den andre siden kan det tenkes at sykehusets økonomiske insentiver i verste fall forhindrer pasienter i å få den nødvendige behandlingen ved at de ikke får plass på ventelisten.

Dagens garantibegrep er i seg selv uheldig fordi det skaper forventninger som ikke blir innfridd. Pasienter vinner ikke fram ved å gå rettens vei for å kreve refusjon for utgifter av fylkeskommunen for behandling fylkeskommunen ikke selv har utført eller framskaffet. Det viser seg at garantien kun gjelder dersom det er budsjettmessige eller kapasitetsmessige forhold som tillater oppfyllelsen av garantien. "Utvalget gjentar at det er uheldig at ordet "garanti", som i andre sammenhenger indikerer sterke rettigheter, blir brukt om en ordning som ikke svarer til det som vanligvis ligger i begrepet." sies det i NOU (1997:18) kapittel 5.7.

Dagens garantiordning har ikke sikret befolkningen lik tilgang til behandling, ikke gitt tilstrekkelig informasjon om hvorvidt tilbudet er rettferdig fordelt og antakelig heller ikke redusert geografisk ulikhet i nevneverdig grad. Det er derfor interessant å finne befolkningens betalingsvillighet for en lovfestet behandlingsgaranti slik som alternativ 1 skisserer det. Det er dette notatet forsøker å finne et svar på.

3 Et enkelt teoretisk rammeverk

3.1 Modellen

Jeg ønsker en modell som fokuserer på betalingsvillighet for å unngå helsekø. Ved ikke livstruende helseskader blir pasientene rasjonert gjennom ventelister. Innenfor offentlig sektor brukes ventelister som rasjoneringsverktøy for knappe ressurser heller enn prisme mekanismen. Tiden i helsekø defineres som den tiden pasienten opplever som eksplisitt ventetid før behandling, og den tiden pasienten er under medisinsk behandling (tid fra individet er sykt til det igjen er friskt). Fra et velferdsteoretisk synspunkt vil individene foretrekke kortere ventelister framfor lengre. For individet har ventelister en kostnad ved at et gode mottatt senere i tid er mindre verdt i dag. Det kan også oppstå andre kostnader ved å stå på venteliste, som for eksempel misnøye.

Det antas at individet er risikoavers. Å være risikoavers vil si at en misliker risiko eller usikkerhet. Et risikoavers individ verdsetter et usikkert utfall til mindre enn dets forventningsverdi. Ved risikoaversjon foretrekker individet et sikkert utfall i stedet for et usikkert utfall selv når alternativene er finansielt ekvivalente, det vil si når de har samme forventede kroneverdi. Det antas at individet er i en av to mulig helsetilstander, en frisk tilstand og en syk tilstand. Individet har mulighet til å kjøpe en forsikring som gir en garantert maksimums lengde i helsekø gitt at individets sykdom faller innunder forsikringstermene. Ved sykdom må individet behandles på sykehus. Sykdommen er lik for alle individer, og behandling gis ifølge forsikringstermene. Alle andre helsetilstander og sykdommer ignoreres.

Individet antas å ha nytte av en tilstandsuavhengig inntekt og helsetilstand. Jeg ønsker å konsentrere meg om ventetiden, og antar derfor at individets helse er gitt, men ex ante kan individet være enten frisk eller syk. Folks holdninger til hvem som fremskaffer helsetjenesten (det offentlige eller private) og hvordan helsetjenesten finansieres ignoreres.

Slik som i Johannesson et al. (1998) er individets (indirekte) nyttefunksjon på tidspunkt t gitt ved:

$$u_i(t) = u[Y, h_i(t)] \quad ; \forall t \quad (1)$$

Y er tidsuavhengig inntekt, og h er en helseindeks, $i = f, s$, hvor f betegner den friske tilstanden, og s betegner den syke tilstanden. Nyttefunksjonen antas økende i sine argumenter, og $u_f(t) > u_s(t) > 0$ for alle t .

Jeg betrakter en periode lengde på T^* . Sannsynligheten for at individet holder seg friskt gjennom hele denne tidsperioden er π . Sannsynligheten for at individet blir sykt og havner i helsekø er dermed $(1-\pi)$, $\pi > 0$. Havner individet i helsetilstanden syk, vil individet være i helsekø i $T^M > 0$ ($M =$ median ventetid) dager gitt at individet får behandling innen 3 måneder, og det gjøres ingen brudd på behandlingsgarantien. Gjøres det brudd på behandlingsgarantien vil gjennomsnittlig behandlingstid være T^W , $T^* > T^W > T^M > 0$. T^M og T^W er eksogent gitt for individet. Sannsynligheten for at det ikke gjøres brudd på behandlingsgarantien (behandling innen 3 måneder) betegnes med p , sannsynligheten for brudd på garantien er dermed $(1-p)$, $p > 0$.

Individets forventede nåverdi av nytten over tidsperioden $[0, T^*]$ er dermed:

(2)

$$U^E = \pi \int_0^{T^*} u[Y, h_f(t)] \mu(t) dt + (1-\pi) \left(p \left(\int_0^{T^M} u[Y, h_s(t)] \mu(t) dt + \int_{T^M}^{T^*} u[Y, h_f(t)] \mu(t) dt \right) + (1-p) \left(\int_0^{T^W} u[Y, h_s(t)] \mu(t) dt + \int_{T^W}^{T^*} u[Y, h_f(t)] \mu(t) dt \right) \right)$$

Første ledd på høyreside viser den forventede neddiskonterte nytten som frisk i perioden, mens andre ledd på høyresiden viser den forventede neddiskonterte nytten som syk. $\mu(t)$ er en strengt positiv diskonteringsfaktor, den er ikke økende i t , med $\mu(0) = 1$. Diskonteringsfaktoren dekker både tidspreferanseraten, og at det er av betydning på hvilket tidspunktet godet blir mottatt. Godet mottatt senere kan ha mindre verdi grunnet for eksempel mote. For å forenkle presentasjonen antas det at hvis individet blir sykt, blir det sykt i begynnelsen av perioden, for deretter å bli behandlet og friskt. Da kan individet igjen glede seg over tid som frisk.

Definisjoner av individets nåverdi av nytte ved ulike helsetilstander: Nytten av å være frisk i hele perioden:

$$U = U(Y, h_f) = \int_0^{T^*} u[Y, h_f(t)] \mu(t) dt \quad (3)$$

Nytten av å være syk med behandling innenfor garantien:

$$V = V(Y, h_f, h_s) = \int_0^{T^M} u[Y, h_s(t)] \mu(t) dt + \int_{T^M}^{T^*} u[Y, h_f(t)] \mu(t) dt \quad (4)$$

Nytten av å være syk uten behandling innenfor garantitiden:

$$W = W(Y, h_f, h_s) = \int_0^{T^W} u[Y, h_s(t)] \mu(t) dt + \int_{T^W}^{T^*} u[Y, h_f(t)] \mu(t) dt \quad (5)$$

Individets forventede nytte kan dermed skrives:

$$U^E = \pi U(Y, h_f) + (1 - \pi) [pV(Y, h_f, h_s) + (1 - p)W(Y, h_f, h_s)] \quad (6)$$

Jeg åpner nå for den muligheten at individet kan kjøpe helseforsikring til OP kroner. Denne helseforsikringen er juridisk bindende, og garanterer behandling innen tre måneder.

Forventet nytte til et individ som *kjøper* helseforsikring er:

$$U^A = \pi U(Y - OP, h_f) + (1 - \pi) V(Y - OP, h_f, h_s) \quad (7)$$

Forventet nytte til et individ *ikke kjøper* helseforsikring er:

$$U^B = \pi U(Y, h_f) + (1 - \pi) [pV(Y, h_f, h_s) + (1 - p)W(Y, h_f, h_s)] \quad (8)$$

Jeg definerer OP som den maksimale betalingsvilligheten et individ har for å kjøpe den juridisk bindende helse forsikring. Jeg antar at individet vil ønske å kjøpe helseforsikring til OP kroner

hvis endringen i forventet neddiskontert nytte i tilstand med forsikring er større eller lik den forventede neddiskonterte nytten i tilstand uten forsikring:

$$\Delta U^E = U^A - U^B \geq 0 \quad (9)$$

Det vil si:

$$\begin{aligned} \Delta U^E = & \pi U(Y - OP, h_f) + (1 - \pi) V(Y - OP, h_f, h_s) - \\ & \pi U(Y, h_f) + (1 - \pi) [p V(Y, h_f, h_s) + (1 - p) W(Y, h_f, h_s)] \geq 0 \end{aligned} \quad (10)$$

Lineær approksimasjon av $U(Y - OP, h_f)$ rundt $U(Y, h_f)$ og av

$V(Y - OP, h_f, h_s)$ rundt $V(Y, h_f, h_s)$ gir:

$$\begin{aligned} U(Y - OP, h_f) &= U(Y, h_f) - U'_Y OP \quad \text{og} \\ V(Y - OP, h_f, h_s) &= V(Y, h_f, h_s) - V'_Y OP \end{aligned} \quad (11)$$

$$\text{Hvor } U'_Y = \frac{\partial U(Y, h_f)}{\partial Y} \quad \text{og} \quad V'_Y = \frac{\partial V(Y, h_f, h_s)}{\partial Y}.$$

Jeg setter (11) inn i (10):

$$\begin{aligned} \Delta U^E = & \pi [U(Y, h_f) - U'_Y OP] + (1 - \pi) [V(Y, h_f, h_s) - V'_Y OP] \\ & \pi U(Y, h_f) + (1 - \pi) [p V(Y, h_f, h_s) + (1 - p) W(Y, h_f, h_s)] \geq 0 \end{aligned} \quad (12)$$

Jeg ønsker å finne individets maksimale betalingsvillighet for kontrakten. For å kunne løse (12) for OP setter jeg $\Delta U^E = 0$. Den maksimale forventede betalingsvilligheten for OP, OP^* er:

$$E(OP) = OP^* = \frac{(1 - \pi)(1 - p) [V(Y, h_f, h_s) - W(Y, h_f, h_s)]}{\pi U'_Y + (1 - \pi) V'_Y} \quad (13)$$

OP er nå en funksjon av de eksogene variablene: Tilstandsuavhengig inntekt, helsetilstandene frisk og syk, sannsynlighet for ikke brudd på behandlingsgarantien og sannsynligheten for å holde seg frisk gjennom hele perioden:

$$OP = f(Y, h_f, h_s, p, \pi) \quad (14)$$

3.2 Komparativ statikk

Komparativ statikk er gjort på vanlig vis, ved å totaldifferensiere den optimale betingelsen (13). Det løses for de eksogene variablene som endres, mens alle andre holdes konstante, og finner dermed effekten på OP^* . Se vedlegg B for utregning av de deriverte.

En endring i inntekten

$$\frac{dOP^*}{dY} = \frac{(1-\pi)(1-p)[V_Y' - W_Y'] - [\pi U_{YY}'' + (1-\pi)V_{YY}'']OP^*}{A} > 0 \quad (15)$$

Hvor $[\pi U_Y' + (1-\pi)V_Y'] \equiv A$. Fra (15) ser jeg at effekten av endring i inntekt avhenger av grensenytten av inntekt som syk med eller uten behandling innen median ventetid: V_Y' , W_Y' . Fra vedlegg B kan det sees at $V_Y' > W_Y'$, det vil si at grensenytten av inntekt som syk med behandling innen median tid er større enn grensenytten av inntekt som syk med behandling etter median ventetid. $[\pi U_{YY}'' + (1-\pi)V_{YY}'']OP^*$ er alltid negativ siden grensenytten av inntekt er positiv men avtagende. Siden marginalnyttens av å være frisk og marginalnyttens av å være syk gitt behandling innen median ventetid er større enn null vil nevneren være positiv. En økning i inntekten fører derfor til en økt betalingsvillighet for helsetjenester. Øker inntekten vil helseforsikringen bli relativt billigere å kjøpe, og dette fører til økt forbruk av dette godet. Det følger dermed at en økt inntekt øker individenes betalingsvillighet av helseforsikringen.

En endring i helsetilstand som syk

$$\frac{dOP^*}{dh_s} = \frac{(1-\pi)(1-p)[V_h' - W_h'] - OP^*(1-\pi)V_{yh}''}{A} \quad (16)$$

Endring i helsetilstanden som syk avhenger av V_h' og W_h' . Jeg har at $V_h' < W_h'$ fra vedlegg B, det vil si at grensenytten av helse som syk med behandling innen median ventetid vil være mindre enn grensenytten av helse som syk uten behandling innen median ventetid. Grunnen til dette er at i siste tilfellet vil man være syk i lengre tid og nytten av bedre helse som syk blir derfor større.

Men, løsningen på $\frac{dOP^*}{dh_s}$ er usikker, siden fortegnet på V_{yh}'' er ubestemt (se vedlegg B). Jeg får

derfor følgende to svaralternativer:

Alternativ 1:
$$\frac{dOP^*}{dh_s} = \frac{(1-\pi)(1-p)[V_h' - W_h'] - OP^*(1-\pi)V_{yh}''}{A} < 0$$

Antas det at når helsetilstanden som syk bedrer seg vil grensenytten av inntekt ved sykdom gitt behandling innen median ventetid øke, vil $V_{yh}'' > 0$; Jo bedre helsetilstand som syk, jo mer verdt er grenseinntekten. Nevneren er den samme som over: alltid positiv. Jeg får dermed, jo bedre helsetilstand som syk, jo lavere er betalingsvilligheten for forsikring som garanterer behandling.

Alternativ 2:
$$\frac{dOP^*}{dh_s} = \frac{(1-\pi)(1-p)[V_h' - W_h'] - OP^*(1-\pi)V_{yh}''}{A} = ?$$

Det antas her at, når helsetilstanden som syk bedrer seg vil grensenytten av inntekt reduseres: $V_{yh}'' < 0$. Jo bedre helsetilstand, jo mindre verdt er grenseinntekten. Så lenge jeg ikke vet hvilket ledd som er størst i tallverdi når det første leddet er positivt og $V_{yh}'' < 0$, kan jeg ikke si noe sikkert om utfallet i alternativ 2. Når helsetilstanden som syk endres vil endringen i betalingsvilligheten for helseforsikringen være ubestemt.

En endring i sannsynlighet for behandling innenfor median ventetid

$$\frac{dOP^*}{dp} = \frac{-(1-\pi)[V - W]}{A} < 0 \quad (17)$$

Nevneren er fortsatt positiv. V er alltid større enn W , den neddiskonterte nytten som syk gitt behandling innen median ventetid er større enn neddiskonterte nytten av å være syk gitt behandling etter garantiperiodens utløp. Individer bruker mindre penger på helseforsikringer når sannsynligheten for garantibrudd rundt behandlingstiden reduseres. Betalingsvilligheten for helseforsikring reduseres.

En endring i sannsynligheten for å være frisk i neste periode.

$$\frac{dOP^*}{d\pi} = \frac{-(1-p)[V-W] - OP[U_Y' - V_Y']}{A} < 0 \quad (18)$$

V er fortsatt større enn W , og det første leddet i telleren er derfor negativt. Det andre leddet i telleren viser differansen i grensenytte av penger som frisk og som syk med behandling i garantitiden. Grensenytten av inntekt som frisk er større enn grensenytten av inntekt som syk (se vedlegg B). Klammeparentesen er dermed positiv. Siden nevneren fortsatt er positiv, vil en økning i sannsynligheten for å bli frisk i neste periode redusere betalingsvilligheten for den juridisk bindende kontrakten.

3.3 Den logistiske modellen

Sannsynligheten for å akseptere en kontrakt avhenger av størrelsen på U^E , individets forventede nyttegevinst ved forsikring. Kontrakten aksepteres hvis $\Delta U^E = E(U^A) - E(U^B) \geq 0$ det vil si:

$$\Delta U^E = \pi U(Y - OP, h_f) + (1 - \pi) V(Y - OP, h_f, h_s) - \pi U(Y, h_f) + (1 - \pi) [pV(Y, h_f, h_s) + (1 - p)W(Y, h_f, h_s)] \geq 0 \quad (19)$$

For å kunne si noe om kontrakten aksepteres eller ikke spesifiseres en sannsynlighet P for akseptering. P vil dermed være mellom 0 og 1. Jeg antar så en sammenheng mellom ΔU^E , endringen i individets forventede nyttegevinst ved forsikring, og P , sannsynligheten for å akseptere forsikringskontrakten, en sammenheng som sier at jo større ΔU^E er, jo større sannsynlighet for akseptering, P . I følge Agresti (1996) er den mest populære metoden å bruke ved

binære responsvariabler logistisk regresjon. Sannsynligheten P antas derfor å være logistisk fordelt. Jeg antar dermed følgende sammenheng:

$$\log\left(\frac{P}{1-P}\right) = \Delta U^E \quad (20)$$

hvor $\log\left(\frac{P}{1-P}\right)$ kalles suksess raten eller også log odds raten. Raten, sannsynlighet for suksess (P) på sannsynligheten for fiasko ($1-P$), definerer oddsen for suksess. Siden det er lettere å tenke odds isteden for log odds, kan (20) skrives

$$\frac{P}{1-P} = e^{\Delta U^E} \quad (21)$$

Jeg løser (21) med hensyn på P :

$$P = \frac{e^{\Delta U^E}}{1 + e^{\Delta U^E}} = \frac{1}{1 + e^{-\Delta U^E}} \quad (22)$$

Av (22) ser jeg at jo større ΔU^E , jo større P . Sannsynligheten for suksess øker når individets forventede nytte øker.

Av (13) defineres følgende:

$$\begin{aligned} (1-\pi)(1-p)[V(Y, h_f, h_s) - W(Y, h_f, h_s)] - OP^*[\pi U'_Y + (1-\pi)V'_Y] &\equiv \Delta U^E \\ (1-\pi)(1-p)[V(Y, h_f, h_s) - W(Y, h_f, h_s)] &\equiv \alpha \\ -[\pi U'_Y + (1-\pi)V'_Y] &\equiv \beta \end{aligned}$$

Slik at

$$\Delta U^E = \alpha + \beta OP^* \quad (23)$$

Gitt at $\Delta U^E = \alpha + \beta OP^*$ kan (23) settes inn i (20). (20) kan da også skrives:

$$\log\left(\frac{P}{1-P}\right) = \alpha + \beta OP^* \quad (24)$$

Fra (24) ser jeg at den logistiske koeffisienten, β , kan tolkes som endringen i suksessraten (log odds) med en enhets økning i den uavhengige variabelen OP^* . (24) kan også skrives som:

$$P = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta OP^*)}} \quad (25)$$

Både (24) og (25) viser den logistiske funksjonen.

Når $\Delta U^E = 0$, kan jeg fra (23) kalkulere OP^* :

$$OP^* = -\frac{\alpha}{\beta} \quad (26)$$

Der hvor utvalget deles i to kalles "median effective level". Her vil det være 50% sjanse for hvert av utfallene "suksess" eller "ikke suksess". Siden P da vil være 0,5, vil $OP^* = -\frac{\alpha}{\beta}$. Dette kan vises.

Fra (25) har jeg $P = \frac{e^{(\alpha + \beta OP^*)}}{1 + e^{(\alpha + \beta OP^*)}}$. Settes $-\frac{\alpha}{\beta}$ deretter inn for OP^* får jeg:

$$P = \frac{e^{\left(\alpha + \beta\left(-\frac{\alpha}{\beta}\right)\right)}}{1 + e^{\left(\alpha + \beta\left(-\frac{\alpha}{\beta}\right)\right)}} = \frac{e^{(0)}}{1 + e^{(0)}} = \frac{1}{2}$$

Den logistiske funksjonen estimeres deretter ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsmetoden.

Jeg kan kalkulere sannsynligheten for suksess ($Y=1$), P_1 fra likningen (24) eller (25). Siden P_1 er sannsynligheten for suksess, er da $(1 - P_1)$ sannsynligheten for fiasko ($Y=0$).

$$P = \frac{1}{1 + e^{-\Delta U^E}} = \frac{e^{\Delta U^E}}{1 + e^{\Delta U^E}} \quad (26)$$

Består utvalget av kun en verdi, Y_1 , vil jeg kunne skrive sannsynligheten for denne verdien som $P(Y_1)$: $P(Y_1) = P_1^{Y_1} (1 - P_1)^{1 - Y_1}$.

Hvis $Y_1 = 1$ er sannsynligheten for suksess: $P = P_1^1 (1 - P_1)^{1 - 1}$.

Hvis $Y_1 = 0$ er sannsynligheten for fiasko: $(1 - P) = P_1^0 (1 - P_1)^{1 - 0}$.

Slik som $P(Y_1)$ er kalkulert, kan jeg også kalkulere sannsynligheter for flere observasjoner, Y_i ($i=2,3,\dots,n$), $P(Y_2), \dots, P(Y_n)$. Sannsynlighetene for hele utvalget oppnås ved å multiplisere alle disse uavhengige sannsynlighetene:

$$\begin{aligned} P(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) &= P(Y_1)P(Y_2)\dots \\ &= \prod_{i=1}^n P_i^{Y_i} (1 - P_i)^{1 - Y_i}, \text{ hvor } \prod_{i=1}^n \text{ representerer produktet av } n \text{ faktorer.} \end{aligned}$$

$F(\Delta U^E)$ defineres som suksess sannsynligheten ved flere observasjoner. $F(\Delta U^E)$ sammen med (26) gir meg følgende:

$$F(\Delta U^E) = \frac{e^{\Delta U^E}}{1 + e^{\Delta U^E}} \quad (27)$$

$F(\Delta U^E)$ og n uavhengige observasjoner leder meg fram til likelihoodfunksjonen:

$$\begin{aligned} L &= \prod_{Y_i=1} F(\Delta U^E) \prod_{Y_i=0} [1 - F(\Delta U^E)] \\ &= \prod_{i=1}^n F(\Delta U^E)^{Y_i} [1 - F(\Delta U^E)]^{1 - Y_i} \end{aligned} \quad (28)$$

Denne funksjonen er likelihooden for et utvalg med n observasjoner. Likelihooden L er avhengig av verdiene på α og β . Logaritmen til likelihood funksjonen gir meg:

$$\text{Log}L(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \left\{ Y_i \log F(\Delta U^E) + (1 - Y_i) \log (1 - F(\Delta U^E)) \right\} \quad (29)$$

Første ordens betingelsene for maksimering av (29) krever de deriverte lik null:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n \left\{ Y_i \frac{\frac{\partial F(\Delta U^E)}{\partial \beta}}{F(\Delta U^E)} + (1 - Y_i) \frac{\frac{\partial F(\Delta U^E)}{\partial \beta}}{1 - F(\Delta U^E)} \right\} = 0 \quad (30)$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^n \left\{ Y_i \frac{\frac{\partial F(\Delta U^E)}{\partial \alpha}}{F(\Delta U^E)} + (1 - Y_i) \frac{\frac{\partial F(\Delta U^E)}{\partial \alpha}}{1 - F(\Delta U^E)} \right\} = 0 \quad (31)$$

Valget av en bestemt form på $F(\Delta U^E)$ leder til en bestemt form på den empiriske modellen.

Datamaskinen regner ut de parene av α og β som maksimerer sannsynligheten for det observerte samplet gitt den spesifiserte modellen. Her skjer dette ved hjelp av Newton's metode.

4 Tidligere litteratur og undersøkelser

Prismekanismen fungerer som et rasjoneringsverktøy for ulike goder, slik at de som verdsetter et gode mer enn andre også er villig til å betale mer for å få nettopp dette godet. Befolkningens verdsetting av goder kan derfor i en viss grad avleses ved prissettingen på godene. I enkelte markeder vil prissettingen være mangelfull eller ikke eksistere. Det er dermed vanskelig å avlese befolkningens verdsetting av godet når egenandelen befolkningen betaler kun er en del av de totale kostnadene ved å bringe godene til veie. Når det er mangel på markedsobservasjoner eller annen informasjon som direkte eller indirekte kan avsløre befolkningens preferanser, vil utgangspunktet for betalingsvillighetsmetoden være å konstruere hypotetiske situasjoner. Befolkningen blir bedt om å sette en pris eller godta en pris for den gitte hypotetiske situasjonen. Svarene som avgis vil gjenspeile folks verdsetting av den hypotetiske situasjonen, og derigjennom sin verdsetting av godet. Forskere har gjennom de siste årene vist en økende interesse for å måle befolkningens verdsetting av endret teknologi innen helsesektoren gjennom deres uttrykte betalingsvillighet. Fra 1960-tallet har metoden særlig vært brukt ved verdsetting av miljøendringer.

I Johannesson et al. (1991a) ble resultatene fra en pilotstudie for betalingsvillighet for en type blodtrykksreducerende behandling rapportert. De sammenlignet et binært ja/nei spørreskjema mot et "open ended" spørreskjema i en postal spørreundersøkelse. (Open ended vil si at respondentene selv setter sin maksimale pris. Dette i motsetning til undersøkelser hvor prisen allerede er oppgitt og respondentene selv tar stilling til om de vil akseptere prisen.) Svarraten var blant annet liten for spørreskjema som hadde "open ended". Dette skapte dermed problemer. Det binære spørreskjemaet indikerte imidlertid en gjennomsnittlig betalingsvillighet på ca. 6.000 SEK per år i 1991-priser. Imidlertid ble det foreslått at videre undersøkelser måtte til for å kunne si noe om konklusjonens holdbarhet.

I Johannesson et al. (1993) fortsetter arbeidet men med noen viktige forskjeller. Det blir også denne gangen brukt et binært ja/nei spørreskjema, men det var nå tillatt å svare "vet ikke". Hvilken sikkerhet svaret var avgitt med ble også undersøkt. De utledet så den gjennomsnittlig betalingsvillighet fra forventet nytte, og estimerte betalingsvilligheten ved sannsynlighetsmaksimeringsmetoden. Nå fant de en gjennomsnittlig forventet betalingsvillighet på 800 SEK per måned, eller 9000 SEK per år. Forskjellen i gjennomsnittlig betalingsvillighet ble

antatt å komme fra flere faktorer; blant annet fra ulike betalings redskaper (månedlig versus årlig innbetaling) og størrelsen på budet (1500 SEK per måned mot 10000 SEK per år). Den siste undersøkelsen brukte også en log-lineær spesifikasjon av logit modellen. Foruten dette var heller ikke utvalgene de samme i de to undersøkelsene.

I Johannesson et al. (1998) presenteres det en empirisk studie der et utvalg av svensker får muligheten til å kjøpe private forsikringer som reduserer ventetiden for helsetjenester under den offentlige garanterte maksimale tre måneders ventetid, garantert av svenske myndigheter siden 1992. Respondenten fikk valget mellom to forsikringskontrakter (A: forsikringskontrakt med behandlingsgaranti på seks uker og B: forsikringskontrakt med behandlingsgaranti innen en uke), ulike med hensyn til maksimal ventetid og premie. I en av kontraktene ble maksimal ventetid og premie også variert i underutvalget. Respondentene ble så spurt om å rangere de tre kontraktene: Kontrakt A, B eller ingen kontrakt. De som ikke var interessert i å betale noe for en privat forsikringskontrakt ble spurt et oppfølgings spørsmål. Utfra dette svaret ble det estimert en "spike" modell, hvor sannsynligheten for null betalingsvillighet er strengt positiv, for så å finne en etterspørselsfunksjon for private forsikringer. Utvalgets gjennomsnittlig betalingsvillighet for en forsikring med behandlingsgaranti på seks uker var ca 2000 SEK når ingen konkurrerende forsikringskontrakter var tilgjengelige, mens den gjennomsnittlige betalingsvilligheten var på ca 1000 SEK når det fantes en konkurrerende forsikringskontrakt med behandlingsgaranti innen en uke. Et ellers viktig resultat i denne undersøkelsen var at betalingsvilligheten var 60 % høyere blant de som sa de hadde en stor eller ganske stor sjanse for å få behov for forsikringen, enn hos de som sa de hadde en gjennomsnittlig eller liten sjanse for å få behov for forsikringen. Den relative forskjellen i betalingsvilligheten mellom risikoklasser ble for øvrig redusert når en konkurrerende forsikringskontrakt ble tilbudt. Alt annet likt er betalingsvilligheten for en 20-åring 35 % høyere enn for en 55-åring. Resultatet viser også at når det ikke finnes andre konkurrerende forsikringskontrakter ønsker 25 % av utvalget ikke å kjøpe forsikring, selv om kostnaden for den private forsikringskontrakten nærmer seg null.

Olsen og Hofoss (2000) forsøkte å avdekke folks syn på hvorvidt samfunnet burde bruke mer penger på helsevesenet og deres vilje til selv å betale mer i øremerkede skatter for å finansiere en eventuell utvidelse. Det ble søkt sosiodemografiske og partipolitiske forklaringer på variasjonene i svarene. Det postale spørreskjemaet kom i tre forskjellige ordlyder, og ble deretter presentert i tre ulike underutvalg. Utvalget totalt sett utgjorde 2089 personer. De fikk svar fra 34 %. Oppdelingen i underutvalg ble gjort av det henseende at de ønsket å undersøke i hvilken grad svarfordelingen

ble påvirket av ulike formuleringer i spørsmålsstillingen. Respondentene ble bedt om å krysse av ett beløp på en liste av syv alternativer fra 0 til 2000 kroner per måned i versjon 2, og fra 0 til 20000 kroner per år, eventuelt kunne de føre inn sin egen sum, i versjon 1 og 3. Det ble utført en lineær multippel regresjonsanalyse. Av resultatene som viste signifikante effekter var det først og fremst inntekt som forklarte variasjonen i betalingsvilje, deretter kjønn. 70-80 % av utvalget mente at samfunnet burde bruke mer penger på helsetjenester. Den gjennomsnittlig årlige betalingsvilje var høyere når spørsmålet ble formulert som betaling per måned i forhold til per år: 1912 kroner mot 1314 kroner. Men andelene som ikke ville betale noe varierte mellom 39 % og 46 %. Forfatterene konkluderer med at det er betydelig støtte for tanken at samfunnet burde bruke mer penger på helsevesenet, men viljen til selv å bidra til finansieringen synes begrenset.

Bishai and Lang (2000) baserte sin betalingsvillighetsstudie på innsamlede data fra Canada, Danmark og Spania. Dataene ble samlet inn i 1992. Utvalgene ble spurt om de var villige til å betale B (B=\$500, \$1000 og \$2000, omgjort til lokal mynt) for å redusere ventetid for operasjon av "grå stær" ned til mindre enn en måned. Utvalget ble plukket av de som allerede stod på en venteliste for denne type behandling. Pasienter i utvalget som hadde mindre enn en måneds gjestående forventet ventetid før behandling, ble utelukket fra undersøkelsen. De tre lands utvalg ble hver delt i to, hvor en del ble konfrontert med en budstørrelse på \$1000, den resterende delen ble igjen delt i to, med budkonfrontasjon på \$500 og \$2000 hver. Responsen kunne bli enten ja eller nei. Det viste seg at det spanske utvalget hadde en høyere betalingsvillighet for å redusere ventetiden enn både canadierne og danskene. Bishai og Lang estimerte verdien på tapt konsument overskudd som følge av kø for operasjon av "grå stær" til \$128 per pasient i Canada, \$160 per pasient i Danmark og \$243 per pasient i Spania (alle prisene er i 1992 \$). Deres funn støttet hypotesen om at ventelistene ville være korte i land med stor etterspørsel etter korte ventelister. Betalingsvilligheten for å redusere ventelistene var høyere i Spania, og Spania er også det landet med kortest ventelister.

5 Materiale og metode

5.1 Undersøkelsen

På oppdrag av bl.a. Senter for helseadministrasjon utførte Statistisk sentralbyrå (SSB) en omnibusundersøkelse som feltarbeid over fem uker i perioden 2. mars til 3. april i 1998. Senter for helseadministrasjon hadde følgende tema for sine spørsmål: "Verdsetting og prioritering av helse og helsetjenester".

Fra undersøkelsen ønsket Senter for helseadministrasjon blant annet å få informasjon om det er aksept for å øke skattene for å kunne innføre en juridisk bindende behandlingsgaranti for hele befolkningen, og hvor stor denne skatten eventuelt kunne være.

SSB's omnibusundersøkelsen er en befolkningsundersøkelse med et fast sett med bakgrunnsvariabler i tillegg til de ulike spørsmål de forskjellige oppdragsgiverne har.

Omnibusundersøkelsen nr. 1 i 1998 hadde følgende oppdragsgivere og temaer:

- Statens tobakksskaderåd; Røykevaner.
- SSB seksjon for samferdsel- og reiselivsstatistikk; Reiser siste 3 måneder.
- Senter for helseadministrasjon; Verdsetting og prioritering av helse og helsetjenester.
- Institutt for samfunnsmedisin: Universitet i Tromsø; Bruk av østrogen.
- Heyerdahl-Jensen & Partnere A/S; Informasjon om kulturtilbud.
- Norsk institutt for studier av forskning og utdanning; Interesse for forskning i dagspressen.

5.2 Utvalgstrekkning

Til intervju ble det trukket i alt 2000 tilfeldige personer i alderen 16-79 år (alder per 31.12.1997). Utvalget ble trukket i to trinn med utgangspunkt i SSB's standard utvalgsplan. Av de uttrukne personer til intervju var 10 personer flyttet til utlandet eller døde. Bruttoutvalget utgjorde dermed 1990 personer. Av disse ble det oppnådd intervju med 1342 personer, dvs. 67,4 %. Den viktigste årsaken til frafall er at personen ikke ønsket å delta (56,3 %), at intervjuobjektet ikke er truffet (23 %) eller at intervjuobjektet er forhindret fra å delta (13,7 %). 55 % av intervjuene ble gjennomført som besøksintervju, de resterende intervjuene ble gjennomført over telefon. Alle svar ble registrert på en bærbar PC.

5.3 Variablene

Spørreskjemaet inkluderte spørsmål om standard bakgrunnsvariabler og spørsmål fra ulike oppdragsgivere. De uavhengige variablene som er benyttet i denne analysen er spørsmål som stammer fra fellesspørsmål.

Standard bakgrunnsvariabler som ble samlet inn og brukt i analysen er kjønn, alder, utdannelsesnivå, brutto husholdningsinntekt, tettstedets størrelse og husholdningens størrelse.

Andre variabler stammer fra ordlyden beregnet spesielt på andre undersøkelser. Ordlyden på spørsmålene er skrevet i kursiv. Av disse kan jeg finne helsemessig bakgrunnsvariabel fra *Hvordan vurderer du din egen helse i alminnelighet. Vil du si at den er meget god, god, middels, dårlig eller meget dårlig?*

Svaret som er gitt på påstanden som man skal si seg enig eller uenig i *Jeg liker å leve slik at jeg kan føle trygghet for framtiden.* viser respondentens holdning til risiko.

For de to neste spørsmål ønsket man seg "JA" eller "NEI" svar:

Er du opptatt av å skaffe deg kunnskap om helse og medisin?

Er respondenten interessert i helse?

og

Kunne du tenke deg forsikring som sikrer rask behandling ved sykdom?

Har respondenten preferanser for helseforsikring?

Følgende påstander ble respondentene bedt å ta stilling til om de er enige eller uenige i:

Det bør innføres større konkurranse i helsevesenet.

Med økt konkurranse vil det være større sjans for at helsekøene blir mindre, og behovet for en helseforsikring kan falle bort.

Pasienter bør selv få velge hvilket offentlig sykehus de vil benytte.

Ønsker respondentene å åpne for behandling utenfor sin helseregion?

Private utgifter til helsetjenester bør kunne trekkes fra selvangivelsen.

Svaret viser respondentenes syn på private helsetjenester som et alternativ eller supplement til den offentlige helsetjeneste.

Den som er villig til å betale alle kostnadene, bør få behandling før andre i det offentlige helsevesenet.

Dette svaret viser om respondenten synes det er riktig at folk kan kjøpe seg ut av helsekø.

De som bevilger penger til helsevesenet, burde høre mer på hva pasientene mener.

Synes respondenten at den bevilgende myndighet prioriterer riktig?

Den avhengige variabelen i analysen uttrykkes ved følgende spørsmål:

I tilfeller hvor offentlige sykehus i Norge ikke kan tilby nødvendig behandling innen tre måneder, vurderes det om myndighetene skal dekke utgiftene til behandling ved private sykehus i Norge eller i utlandet. Vil du være villig til å betale X kroner i økt skatt per år for at en slik behandlingsgaranti skal gjelde for hele befolkningen?

Utvalget ble altså presentert et JA/NEI spørsmål, hvor det tillates å svare "vet ikke".

5.4 Beløpenes fordeling

Beløpene ble tilfeldig fordelt i utvalget. Utvalget ble delt inne i 5 undergrupper og hver undergruppe stod overfor samme størrelse på skatten. Se tabell 1:

Tabell 1 Fordeling av premier i underutvalgene

<i>Verdi av variabel, premie</i>	<i>Frekvens</i>	<i>Prosent av utvalget</i>	<i>Kumulative frekvens</i>	<i>Kumulative prosent</i>
500	287	21.4	287	21.4
1000	255	19.0	542	40.4
2000	271	20.2	813	60.6
3000	262	19.5	1075	80.1
5000	267	19.9	1342	100.0

5.5 Beskrivelse av utvalget

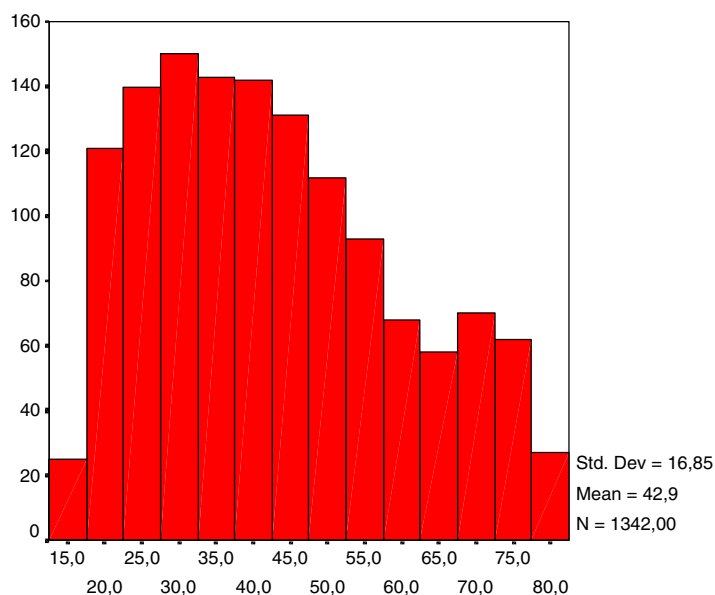
Tabell 2 Noen egenskaper ved utvalget

<i>Variabel</i>	<i>Forklaring til variabel</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Prosent av utvalget</i>	<i>Gjennomsnitt</i>	<i>St.dev.</i>
Kjønn N=1342	Dummy som er 1 hvis mann			49,3 50,7		
Husholdningens størrelse N=1342	1 2 3 4 5 6 7 8	1	8	16,2 31,7 19,0 19,9 10,1 2,2 0,7 0,1	2,86	1,37
Bor i tettbygd strøk N=1342	Dummy for 1="JA" 0= "ellers"			75,8 24,2		

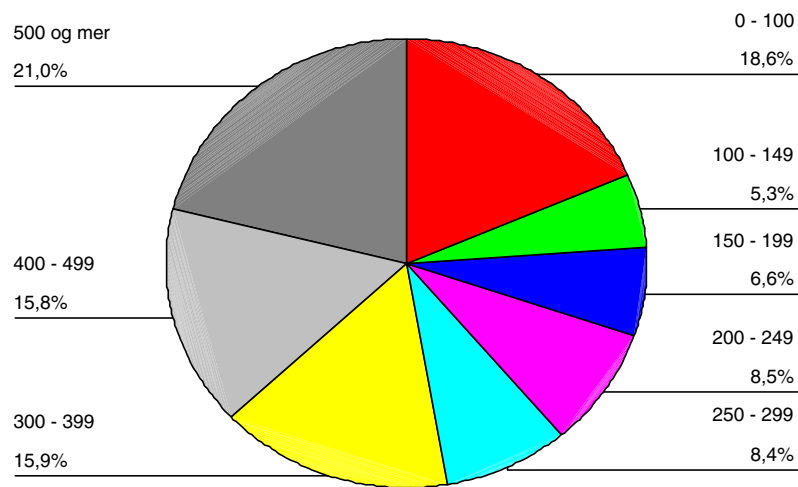
Utvalget består av 49,3 % menn og 50,7 % kvinner. Det er altså en liten overvekt av kvinner i utvalget. 46,9 % av husholdene består av to eller færre personer. 75,8 % bor i tettbygd strøk.

Figur 1 Utvalgets aldersfordeling

X-aksen viser antall år, mens Y-aksen viser antall personer. Utvalgets gjennomsnittlig alder er 42,9 år.

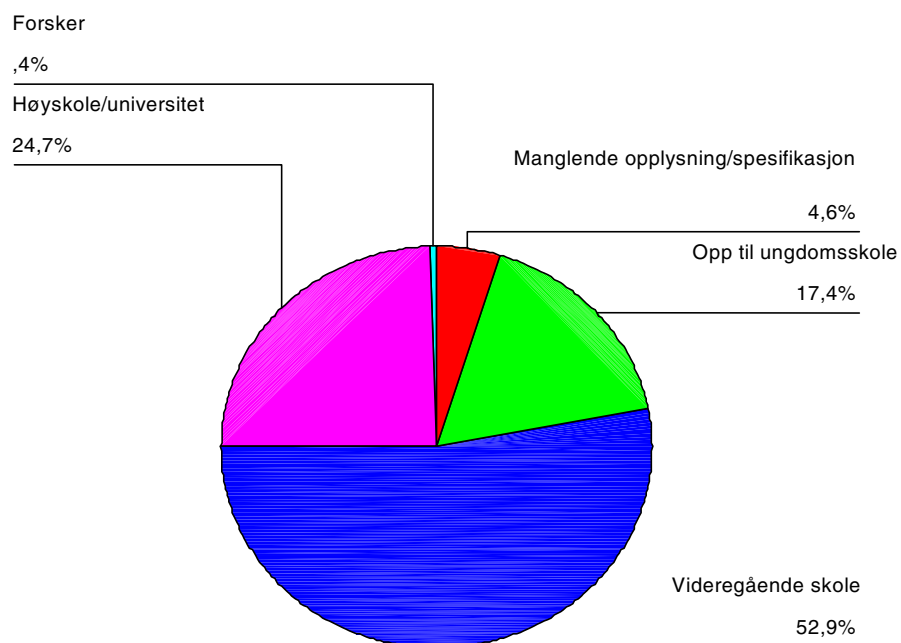


Figur 2 Utvalgets brutto husholdningsinntekt i prosent og i hele 1000 kroner.



Gjennomsnittlig brutto husholdningsinntekt i 1000-kroner er 336,08. 21 % av utvalget har en brutto husholdningsinntekt på mer enn 500 000 kroner. Av figur 3 ser jeg at 25,1 % har universitetsutdannelse eller høyere:

Figur 3 Utvalgets utdannelsesnivå.



Tabell 3 Utvalgets syn på helse og risiko

<i>Variabel</i>	<i>Forklaring til variabel</i>	<i>Prosent</i>
Vurdering av egen helse i alminnelighet N=1342	Dummy: 1="God eller bedre" 0="ellers"	77,8 22,1
Liker å føle trygghet for framtiden N=1342	Dummy: 1= "enig" og "både og" 0="ellers"	96,6 3,4
Opptatt av kunnskap om medisin og helse N=1339	Dummy: 1="JA" 0="ellers"	56,1 43,9
Ønsker helseforsikring N=1263	Dummy: 1="JA" 0="ellers"	50,1 49,9

Fra tabell 3 ser jeg at 77,8 % av utvalget vurderer sin egen helse i alminnelighet som god eller bedre. 96,6 % sier de liker å føle trygghet for fremtiden. 56,1 % av utvalget er opptatt av kunnskap om medisin og helse. 50,1 % i utvalget sier de ønsker forsikringer som sikrer rask behandling.

Tabell 4 Utvalgets holdning til enkelte påstander

<i>Variabel</i>	<i>Forklaring til variabel</i>	<i>Prosent</i>
Det bør innføres større konkurranse i helsevesenet. N=1304	Dummy: 1= "enig" og "både og" 0="ellers"	72,0 28,0
Pasienter bør selv få velge hvilket offentlig sykehus de vil benytte. N=1335	Dummy: 1= "enig" og "både og" 0="ellers"	80,1 19,9
Private utgifter til helsetjenester bør kunne trekkes fra selvangivelsen. N=1329	Dummy: 1= "enig" og "både og" 0="ellers"	78,2 21,8
Den som er villig til å betale alle kostnadene, bør få behandling før andre i det offentlige helsevesenet. N=1339	Dummy: 1= "enig" og "både og" 0="ellers"	9,0 91,0
De som bevilger penger til helsevesenet burde høre mer på hva pasientene mener. N=1329	Dummy: 1= "enig" og "både og" 0="ellers"	88,0 12,0
Ønsker å betale ekstra skatt for den allmene forsikringen. N=1338	"JA" "NEI" "VET IKKE"	63,8 33,7 2,5

Fra tabell 4 ser jeg følgende: 72 % av de spurte ønsker mer konkurranse i helsesektoren. 80,1 % mener pasienter selv bør få velge behandlingssted. 78,2 % mener at private utgifter bør kunne trekkes fra på selvangivelsen. 91 % ønsker ikke at de som selv er villig til å betale alle kostnadene selv, bør få behandling før andre, og hele 88 % mener at det bør høres mer på pasienter når penger

skal bevilges til helsesektoren. Andelen som ønsker å betale det oppgitte beløp for garantiordningen er 63,8 %. 33,7 % som motsetter seg å betale for det oppgitte beløp.

Tabell 5 Svarfordeling i henhold til størrelse på skatt

<i>ØNSKER Å BETALE FOR ORDNING FOR ALLE</i>	<i>SKATTENS STØRRELSE</i>				
	500	1000	2000	3000	5000
"JA"	81,2 %	73,6 %	59,5 %	56,5 %	47,0 %
"NEI"	17,1 %	24,0 %	38,3 %	40,8 %	49,2 %
"VET IKKE"	1,7 %	2,4 %	2,2 %	2,7 %	3,8 %

Av tabell 5 ser jeg at jo høyere premien er, jo lavere er andelen som aksepterer premien. Dette er som jeg hadde forventet; jo høyere kostnad, jo færre finner godet attraktivt nok til å kjøpe det. 81,2 % av utvalget aksepterer å betale 500 kroner i økt skatt for den allmenne forsikringen. For 1000 kroner svarer 73,6 % "JA", for 2000 kroner 59,5 % og for 3000 kroner 56,5 %. Til en årlig premie på 5000 kroner svarer 47 % "JA". Det er bare denne premien som har en høyere "NEI" enn "JA" andel.

Tabell 6 Svarfordeling i henhold til kjønn

<i>ØNSKER Å BETALE FOR ORDNING FOR ALLE</i>	<i>KJØNN</i>	
	Mann	Kvinne
"JA"	61,6 %	65,9 %
"NEI"	36,5 %	31,0 %
"VET IKKE"	2,0 %	3,1 %

Fra tabell 6 kan jeg se at det er en liten overvekt av kvinner som sier "JA" til å betale ekstra skatt, 65,9 %, mens det er for menn 61,6 % som sier "JA".

6 Statistisk metode og estimering

Den teoretiske modellen fra kapittel 3 er deterministisk. Avvik fra forventningsverdien kan komme av ikke-observerbare og stokastiske variasjoner i for eksempel smak. Jeg ønsker derfor å introdusere stokastikk, og tar utgangspunkt i nyttefunksjonen fra kapittel 3.

Jeg antar (som før) at individet har valget mellom to mulige nyttestilstander, $j=1,2$, hvor 1 er nyttestilstand med forsikring, og 2 er nyttestilstand uten forsikring.

Individets stokastiske nyttefunksjon:

$$V_j = U_j(X) + \varepsilon_j \quad (32)$$

Hvor $U_j(X)$ er en del av den forventede nyttefunksjonen fra likning (9) fra kapittel 3, og ε_j er et stokastisk restledd. Jeg antar at det stokastiske restleddet er ekstremverdifordelt med forventningsverdi lik null. Det vil si at jeg i gjennomsnitt har rett forventningsverdi, men i et individuelt tilfelle kan ta feil.

Jeg antar at den stokastiske nyttefunksjonen er lineær i X :

$$\begin{aligned} V_j &= \beta_j X + \varepsilon_j \\ &= \alpha_j + \beta_{j1} OP + \beta_{j2} Z + \varepsilon_j \end{aligned} \quad (33)$$

Hvor X er en vektor av ulike variabler som vil påvirke individets nytte, som for eksempel forsikringspremien (OP) og andre variabler (Z).

Jeg antar en multinomisk sannsynlighetsfordeling $P_1(X)$ for å akseptere kontrakten⁶

⁶ Sannsynlighet for ikke å akseptere kontrakten er $P_2(X) = 1 - P_1(X)$.

$$P_1(X) = \frac{e^{\alpha_1 + \beta_{11}OP + \beta_{12}Z}}{e^{\alpha_1 + \beta_{11}OP + \beta_{12}Z} + e^{\alpha_2 + \beta_{21}OP + \beta_{22}Z}} \quad (34)$$

$$= \frac{1}{1 + e^{\alpha + \beta_1 OP + \beta_2 Z}}$$

Hvor:

$$\alpha = \alpha_2 - \alpha_1$$

$$\beta_1 = \beta_{21} - \beta_{11}$$

$$\beta_2 = \beta_{22} - \beta_{12}$$

α er konstantleddet. α , β_1 og β_2 er koeffisienter som estimeres.

Sannsynligheten for å velge nyttetilstand 1 er lik sannsynligheten for nyttegevinst ved å velge dette alternativet:

$$P_1(X) = P_1(V_1 - V_2 \geq 0) = P_1(U_2(X) - U_1(X) \leq \varepsilon_1 - \varepsilon_2) \quad (35)$$

der at $\varepsilon_1 - \varepsilon_2$ er logistisk fordelt.

Med utgangspunkt i den logistiske metoden redegjort for i kapittel 3 vil jeg nå ta fatt på selve analysen av datasettet. Regresjonens avhengige variabel er "betale for ordningen eller ikke". Variabelen er registrert som en binær variabel, med "JA" - de ønsker å betale det oppgitte beløp for en forsikringsordning for alle, eller "NEI" - de ønsker ikke å betale det oppgitte beløp for forsikringen.

I samsvar med den teoretiske modellen i kapittel 3, og likning (23) $\Delta U^E = \alpha + \beta OP^*$, estimeres modellen med en høyreside variabel; VAR24 (størrelsen på skatten). Jeg kan deretter kalkulere maksimal gjennomsnittlig betalingsvillighet OP^* .

Multipel regresjon er en utvidelse av den enkle regresjonen, og tar i betraktning at det finnes flere uavhengige variabler som kan påvirke betalingsvilligheten. Med flere enn en uavhengig variabel, kan jeg endre likning (23) til:

$$\Delta U^E = \hat{\alpha} + \beta OP^* + \eta X \quad (36)$$

Hvor $\hat{\alpha}$ er et nytt konstantleddet, X en ny uavhengig variabel (for eksempel alder) og η er den nye variabelens koeffisient. ΔU^E og βOP^* har samme tolkning som før.

Ved å inkludere flere uavhengige variabler i regresjonsanalysen kan det residuale standardavviket og dermed $\text{Var}(\hat{\beta})$ reduseres. Dette gjør konfidensintervallene mer presise. For det annet vil jeg kunne eliminere estimeringsskjevheter i $\hat{\beta}$ som kan oppstå hvis en variabel med betydelig effekt på den avhengige variabelen ignoreres.

Flere forklaringsvariabler kan påvirke individenes maksimale betalingsvillighet. Endringen i individets forventede nytte (ΔU^E) påvirkes av hvilke forklaringsvariabler som blir tatt med i analysen. Gjennom denne endringen i forventet nytte vil også maksimal betalingsvillighet endre seg jo flere forklaringsvariabler man velger å ta med i analysen. Som følge av at flere forklaringsvariable inkluderes i modellanalysene kan jeg dermed vente å få ulike estimat på gjennomsnittlig maksimal betalingsvillighet.

Flere forklaringsvariabler kan inkluderes i analysen på to måter: Enten ved å beholde variablene som den er, eller måle variablene som avvik fra sitt gjennomsnitt. På hvilken måte man velger å inkludere flere forklaringsvariable i analysen, påvirker ikke de estimerte koeffisientene:

(36) sier: $\Delta U^E = \hat{\alpha} + \beta OP^* + \eta X$. Settes $\Delta U^E = 0$, kan jeg på samme måte som før kalkulere OP^* :

$$OP^* = -\frac{(\hat{\alpha} + \eta X)}{\beta} \quad (37)$$

Defineres $\alpha \equiv \hat{\alpha} + \eta X$, og får som (26):

$$OP^* = -\frac{\alpha}{\beta} \quad (38)$$

Når formelen skal gjelde for variabler som inkluderes i analysen "som de er", må altså modellens estimerte koeffisienter multipliseres med de tilhørende variablenes gjennomsnitt. Dette adderes

deretter med modellens konstantledd ($\hat{\alpha}$), og divideres med den estimerte koeffisienten (β) for OP^* .

Måles variablene som avvik fra gjennomsnitt kan formelen for maksimal gjennomsnittlig betalingsvillighet, $OP^* = -\frac{\alpha}{\beta}$, brukes direkte.

Siden datamaterialet gir informasjon om respondentens helsetilstand i alminnelighet, kan jeg undersøke om de ulike respondentenes oppfatning av egen helsetilstand har noe å si for betalingsvilligheten for den allmenne helseforsikringen. Det innføres derfor en dummy variabel som er definert som er:

- $D=1$ for ønsket egenskap (den utvalgte helsetilstanden)
- $D=0$ ellers.

Dummy variablene for "vurdering av egen helsetilstand" blir dermed:

HELSE_A: $D=1$ for "meget godt", $D=0$ ellers.

HELSE_B: $D=1$ for "godt", $D=0$ ellers.

HELSE_C: $D=1$ for "middels", $D=0$ ellers.

HELSE_D: $D=1$ for "dårlig", $D=0$ ellers.

Referanse verdien er "meget dårlig".

Koeffisienten for D måler dermed effekten den aktuelle helsetilstand har på betalingsvilligheten.

Hypotesene i teorimodellen sier at med økende inntekt øker betalingsvilligheten, med bedre helse reduseres betalingsvilligheten, og jo større sannsynlighet for å holde seg frisk i neste periode, jo lavere betalingsvillighet. For å kunne gi et svar på disse hypotesene har jeg valgt ut følgende variabler: Brutto årlig husholdningsinntekt og respondentens vurdering av egen helse i alminnelighet.

Respondentenes vurdering av egen helse i allminnelighet stemmer ofte godt overens med hvordan individets framtidige helse vil bli, og kan dermed tjene som en tilnærming til π : Sannsynlighet for å holde seg frisk i neste periode. Siden det ikke er gjort noen undersøkelser i utvalget over hvilke personer som er syke, og hvilke som er friske på intervju tidspunktet, har jeg ikke en direkte

sammenlignbar variabel til h_s . Variabelen må dermed også tjene som en tilnærming til h_s : Helsetilstanden som syk. Jeg "tilnærmer" dermed helsetilstand i allminnelighet som helsetilstand som syk.

I modell 2 ønsker jeg å se hvordan brutto husholdningsinntekt og de ulike helsetilstandene påvirker betalingsvilligheten, jeg kan dermed teste hypotesene i den teoretiske modellen.

Modell 3 er også gjort for brutto husholdningsinntekt og helsevariabelen, men definisjonen på dummyen for variabelen helsetilstand er nå HELSE_E: D=1 for "meget god" og "god", D=0 ellers. 77,8% av utvalget sier de vurderer sin egen helse til "meget god" eller "god".

Modell 3 er gjort for å finne ut om denne grove gruppering av de ulike helsetilstanden gir en bedre forklaringskraft for modellen enn dummy oppdelingen i regresjon 2. Hvis ikke jeg taper særlig forklaringskraft, vil jeg bruke HELSE_E i de to resterende modellene.

I modell 4 ønsker jeg å se om, og hvordan, de utvalgte demografiske variablene påvirker respondentenes betalingsvillighet. Denne modellen inneholder også en kodet variabel for risiko, hvor D=1 for "JA" og D=0 for "NEI" til spørsmålet om respondenten liker å føle seg trygg for framtiden (HELS13D).

I modell 5 er det i alt 17 variabler. Denne modellen inkluderer en del holdnings variabler som alle er kodet som dummyer, D=1 for "JA" og D=0 for "NEI", og en geografisk variabel (TETTBYGD) og et demografisk variabel (VANLSYSS), begge også kodet som dummyer. Den femte og siste modellen er gjort for å se om enkelte holdningsvariabler påvirker respondentenes betalingsvillighet.

Den logistiske modellen er estimert ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsmetoden. Når en modell ønskes tilpasset et datasett ønskes det å se hvor godt modellen passer, ikke bare til dataene fra utvalget, men også til populasjonen hvor utvalget var hentet fra. En modell passer alltid bedre til utvalget enn til selve populasjonen. Parametrene i modellen er estimert på den måten som gjør det observerte resultatet mest sannsynlig. Sannsynligheten for det observerte resultatet gitt de estimerte parametrene, er kjent som likelihood. Siden likelihood er et lite tall, mindre enn 1 er det vanlig å bruke -2 multiplisert med logaritmen til likelihooden, -2 log likelihood, som et mål på

hvor godt den estimerte modellen passer dataene. Den logistiske modellen som bare inneholder konstantleddet har alltid en mindre $-2 \log$ likelihood enn den $-2 \log$ likelihood til en modell som inneholder alle de uavhengige variablene. En god modell er en modell som resulterer i høy likelihood for det observerte resultatet. Jo bedre modellen passer, jo mindre er $-2 \log$ likelihood.

7 Estimeringsresultater⁷

7.1 Innledning

Den logistisk modellen forklarer variasjonen i ønsket om å betale økt skatt for en allmenn helseforsikring.

Nedenfor er de 5 logistiske modellene (som forklart i kapittel 6) oppført i 3 tabeller. Tabell 7 viser estimeringsresultatene av modell 1 og 2. Tabell 8 viser estimeringsresultatene fra modell 3, og tabell 9 viser de estimerte resultatene fra modell 4 og 5.

De logistiske modellene er estimert i dataprogrammet SPSS 8.0. Den avhengige variabelen er "betale for ordningen eller ikke". Denne variabelen er registrert som en binær variable, med "JA" - de ønsker å betale for en forsikringsordning for alle =1, de andre svaralternativene⁸ =0.

Wald-testen brukes for å teste om modellens koeffisienter er null ved store utvalg. Selve Wald-estimatoren er $\left(\frac{\text{estimert koeffisient}}{\text{standard feil}} \right)^2$, og er kji-kvadratfordelt med (n-1) antall frihetsgrader.

Grensen for å forkaste null-hypotesen når den er rett, kalles signifikansnivå. Et maksimalt signifikansnivå på 10 % er valgt til de 5 regresjonene. Det vil si en feilaktig forkastning av hypotesen i 10 av 100 tilfeller. Har noen variabler et lavere signifikansnivå (1 % eller 5 %) er dette også rapportert. Definisjonene på de ulike signifikansnivåene er angitt med *er under hver tabell. Har variabelen et maksimalt signifikansnivå på under 10 % har variabelen forklaringskraft i modellen, og vi sier den er signifikant. Et mål på sikkerheten for hypotesen kalles også p-verdi. P-verdien er sannsynligheten for å få et minst like ekstremt utvalg som det vi faktisk har observert.

⁷ Regresjonene er i sin helhet gjengitt i vedlegg C.

⁸ "Nei" eller "vet ikke".

Det er også forbundet fare ved Wald-testen. Når absolutt verdien av modellens koeffisienten er stor blir også den estimerte standard feilen stor. I disse tilfellene blir Wald-testen for liten, og Wald-testens signifikansnivå kan i disse tilfellene lede oss til feilaktig å ikke forkaste hypotesen om at variabelen er null. De estimerte koeffisientenes standardfeil er skrevet i parentes. Standardfeilen gir informasjon om usikkerheten i estimatet.

7.2 Estimeringsresultat for modell 1 og 2

Tabell 7 Estimeringsresultater for modell 1 og 2

<i>Variabel</i>	<i>Forklaring / definisjon</i>	<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>
VAR24	Skattebeløpet	-,0003*** (3,709E-05)	-,0003*** (3,757E-05)
SPM23	Brutto husholdsinntekt i 1000 kroner.		0,0004 (0,0003)
HELSE_A	Meget god helse		1,0638* (0,5862)
HELSE_B	God helse		0,9978* (0,5837)
HELSE_C	Middels god helse		0,7877 (0,5929)
HELSE_D	Dårlig helse		0,5553 (0,6465)
KONSTANT	Konstantledd	1,4019*** (0,1095)	0,3513 (0,5813)
-2 Log Likelihood		1603,970	1574,060
Maksimal betalingsvillighet		4673	4808
ANTALL		1304	1290

*** og * er henholdsvis signifikansnivå på 1% og 10%. Estimeringsmetoden er sannsynlighetsmaksimering.

Fra tabell 7 kan jeg se følgende: Modell 1 har kun en høyreside variabel, verdien av premien man blir spurt om å ta et standpunkt til. Variabelens navn er "VAR24". Fra denne modellen kan jeg finne utvalgets gjennomsnittlige betalingsvillighet for den allmenne forsikringen fra formelen (26). Den estimerte verdien på konstantleddet α , er 1,4019 og den estimerte koeffisienten på "VAR24" β , er -0,0003. Dette gir en gjennomsnittlig betalingsvilje i utvalget på $OP^* = 4673,0$. Både konstant leddet og "VAR24" er signifikante på 1%-nivå. Siden koeffisient på "VAR24" er -0,0003 ($\beta < 0$) er den predikerte sannsynligheten for å akseptere kontrakten lavere jo høyere premien er. Sannsynligheten for en gjennomsnittlig betalingsvillighet på 4673 er:

$$P = \frac{\exp(\alpha + \beta OP^*)}{1 + \exp(\alpha + \beta OP^*)} = \frac{\exp(1,4019 - 0,0003 \cdot 4673)}{1 + \exp(1,4019 - 0,0003 \cdot 4673)} = 0,5$$

som tidligere vist. Det vil si, den gjennomsnittlige betalingsvilligheten finnes der hvor det er en 50 % sjans for utvalget å si "JA" til premien. Er $P < 0,5$ predikeres det at det ikke er sannsynlig at premien blir akseptert.

Koeffisientene i den logistiske modellen kan brukes for å estimere oddsraten for hver uavhengig variabel i modellen. Oddsen øker multiplikativt med e^β for hver enhets økning i den uavhengige variabelen X. Oddsen på nivå X+1 vil derfor være $e^\beta \cdot e^\beta$. Logg odds raten er definert i (20). Fra (20) får vi:

$$\frac{P}{1-P} = e^\alpha (e^\beta)^X$$

og oddsen for suksess ved den gjennomsnittlig betalingsvillighet på 4673 kroner vil være:

$$\frac{P}{1-P} = e^{1,4019} (e^{-0,0003})^{4673} = 0,999999974 \approx 1$$

Den estimerte oddsen for 4673+1 kan avleses i vedlegg C under Exp (B). Den er estimert til 0,9997. Den estimerte oddsen viser den prosentvise økningen i sannsynligheten for suksess for hver enhets økning i X. Dermed for hver enhetsøkning i X vil sannsynligheten for suksess (det vil si sannsynligheten for at respondenten aksepterer premien) reduseres med 0,0003. -2 log likelihood fra modell 1 er 1603,970.

Modell 2 tester hypotesene i den teoretiske modellen. Her følger en kort versjon av hypotesene:

1. Økt inntekt øker respondentens betalingsvillighet.
2. Ved økt sannsynlighet for å få behandling innen median ventetid reduseres respondentens betalingsvillighet.
3. Ved redusert sannsynlighet for å bli syk i neste periode vil respondenten redusere sin betalingsvillighet.

Koeffisienten foran "SPM23", brutto husholdningsinntekt, er 0,0004. Ikke overraskende ser jeg at jo høyere inntekt, (høyere årlig brutto husholdningsinntekt), jo høyere sannsynlighet for å akseptere forsikringsordningen. Den estimerte oddsen for hver enhets økning i "SPM23" er 1,0004, det vil si en 0,04 % økning for suksess ved en enhets økning i brutto husholdningsinntekt. Denne effekten er ikke signifikant. Å bruke respondentens brutto inntekt i stedet for brutto husholdningsinntekt gav heller ingen signifikant effekt⁹. Koeffisienten for "HELSE_A" er 1,0638 og den er signifikant på 10 % nivå. Koeffisienten for "HELSE_B" er 0,9978, også den er signifikant på 10 % nivå. Koeffisienten for "HELSE_C" er 0,7877 og for koeffisienten for "HELSE_D" er 0,5553. Ingen av disse to estimerte koeffisientene er signifikante. Det viser seg at jo bedre helse respondenten sier seg å ha, jo høyere er sannsynligheten for å akseptere forsikringen og den økte skatten. Dette er ikke det vi hadde forventet i følge hypotesen. Det estimerte konstantleddet er 0,3513, og ikke signifikant. -2 log likelihood er 1574,060. Den maksimale gjennomsnittlige betalingsviljen er 4808 kroner.

⁹ Jeg har også justert inntekt for antall personer i husholdet. Effekten på sannsynligheten for å akseptere garantien er negativ. Det vil altså si jo høyere inntektsøkning, jo lavere vil påvirkningen på sannsynligheten for å akseptere garantien være. Denne effekten var ikke signifikant.

7.3 Estimeringsresultat for modell 3

Siden ikke alle HELSE-variablene i modell 2 er signifikante, vil det i de neste modellene være gjort den forenklingen at variabelen "helsetilstand i allminnelighet" vil være kodet, slik at verdien 1 er gitt de som svarer "meget god" eller "god", mens verdien 0 er gitt de som svarer "middels", "dårlig" eller "meget dårlig". Navnet på denne kodede variabelen er HELSE_E.

Tabell 8 Estimeringsresultat for modell 3

<i>Variabel</i>	<i>Forklaring / definisjon</i>	<i>Modell 3</i>
VAR24	Skattebeløpet	-,0003*** (3,751E-05)
SPM23	Brutto husholdsinntekt i 1000 kroner	0,0004 (0,0003)
HELSE_E	Egen vurdering av helse	0,3158** (0,1455)
KONSTANT		1,0533*** (0,1644)
-2 Log Likelihood		1576,367
Maksimal betalingsvillighet		4780
ANTALL		1290

*** og ** er henholdsvis signifikansnivå på 1% og 5%. Estimeringsmetoden er sannsynlighetsmaksimering.

Den tredje modellen gir meg liknende svar på hypotesene som modell 2 gav: Den estimerte koeffisienten for "SPM23" er fortsatt 0,0004 og ikke signifikant. Estimert odds for suksess er 0,04 % økning for en enhets økning i "SPM23". Estimert koeffisient for "HELSE_E" er 0,3158. Den er signifikant på 5 % nivå. Fortsatt gjelder jo bedre helsetilstand, jo høyere sannsynlighet for å akseptere forsikringen og den økte skatten. Den estimerte oddsen for suksess er 37,14 %. Ved en "enhets" økning i helsetilstand vil det dermed være en 37,14 % økning i sannsynligheten for akseptere forsikringen. Konstantleddet er estimert til 1,0533 og signifikant på 1 %. Modellens maksimale gjennomsnittlige betalingsvilje er 4780 kroner. -2 log likelihood er 1576,367.

7.4 Estimeringsresultat for modell 4 og 5

Tabell 9 Estimeringsresultater i modell 4 og 5. Modell 4 inneholder demografiske variable, mens modell 5 inneholder i tillegg enkelte holdningsvariabler

<i>Variabel</i>	<i>Forklaring</i>	<i>Modell 4</i>	<i>Modell 5</i>
VAR24	Skattebeløpet	-,0003*** (3,871E-05)	-,0003*** (4,147E-05)
SPM23	Brutto husholdnings-inntekt i 1000 kroner	0,0002 (0,0003)	5,06E-05 (0,0002)
HELSE_E	Egen vurdering av helse	0,1794 (0,1565)	0,1091 (0,1705)
KJØNN	Mann eller kvinne Dummy for Mann=1	-0,1861 (0,1273)	-0,2668* (0,1398)
KULLALDR	Utvalgets oppnådde alder i intervjuåret	-0,0053 (0,0041)	0,0038 (0,0048)
UTDNIVAA	Utvalgets utdannelsesnivå	0,1536 (0,0981)	0,1207 (0,1078)
ANTPHUSH	Antall personer i husholdet	0,1010* (0,0525)	0,1063* (0,0555)
HELS13D	Holdning til risiko, 1= "ja" til "Liker å føle trygghet for framtiden"	-0,0154 (0,3483)	-0,1787 (0,3629)
VANLSYSS	Vanligvis sysselsatt		0,2436 (0,1629)
TETTBYGD	Bor i tettbygd strøk		-0,0214 (0,1607)
HELS10A	Opptatt om kunnskap om medisin og helse		0,0909 (0,1396)
HELS10B	Ønsker forsikring som sikrer rask behandling		0,7369*** (0,1454)
HELS22K	Ønsker større konkurranse i helsetjenesten		-0,1078 (0,1543)
HELS22N	Ønsker selv å velge hvilket offentlig sykehus innleggelsen skal skje på		-0,3391* (0,1749)
HELS22R	Ønsker at private utgifter skal kunne trekkes fra på selvangivelsen		0,0328 (0,1632)
HELS22T	De som ønsker å betale selv for behandling bør få behandling før andre		-0,1039 (0,2079)
HELS22W	De som bevilger penger til helsevesenet bør høre mer på hva pasientene mener		0,0587 (0,2079)
KONSTANT		0,9505** (0,4796)	0,7213 (0,6149)
-2 Log Likelihood		1492,099	1318,346
Maksimal betalingsvillighet		4780	5218
ANTALL		1233	1124

***, ** og * er henholdsvis signifikansnivå på 1%, 5% og 10%. Estimeringsmetoden er sannsynlighetsmaksimering.

Modell 4 inkluderer i tillegg til variablene i modell 3 også variabler som representerer respondentenes kjønn ("KJØNN", kodet 1 for mann, 0 for kvinne), alder i intervjuåret ("KULLALDR"), utdannelsesnivå ("UTDNIVAA"), hvor mange personer det er i husholdet ("ANTPHUSH") og respondentenes holdning til risiko ("HELS13D", kodet 1 til "Ja, liker å føle trygghet for framtiden", 0 for "nei").

Fra tabell 9 ser jeg følgende: Estimert koeffisient på "KJØNN" er -0,1861. Det betyr at kvinner bidrar mer til sannsynligheten for suksess enn menn. Den estimerte koeffisienten for variabelen "KJØNN" er ikke signifikant. Negativ og ikke signifikant er estimatet på variabelen "KULLALDR": -0,0053. Betalingsvilligheten vil reduseres med høyere alder. Med en enhets økning i alder vil den estimerte oddsraten reduseres med 0,53 %. Koeffisienter for høyere utdanning "UTDNIVAA" er 0,1536, men den er ikke signifikant. Estimerte oddsrate er 16,61 %. Jo høyere utdanning, jo større bidrag til sannsynligheten for å akseptere og betale for ordningen. Koeffisient for antall medlemmer i husholdningen "ANTPHUSH" er 0,1010, som også er signifikant på 10 %. Den estimerte oddsen for "ANTPHUSH" er 1,1063. Det vil si at for hver nytt medlem i husholdningen vil sannsynligheten for akseptering (suksess) øke med 10,63 %. Holdningen til risiko ("HELS13") har en estimert koeffisient på -0,0154, men den er ikke signifikant. Konstantleddets estimerte koeffisient er 0,9505, og er signifikant på 5 % nivå. -2 log likelihood er 1492,099. Modellens maksimale gjennomsnittlige betalingsvilje er 4780 kroner.

Modell 5 som inkluderer enkelte holdningsvariabler samt om respondenten er vanligvis sysselsatt ("VANLSYSS") og om respondenten bor i tettbygd strøk ("TETTBYGD").

Alle variablene er kodet 1=JA og 0=NEI.

Fra tabell 9 ser jeg: Den estimerte koeffisienten for "KJØNN" er -0,2668. Den var også negativ, men ikke signifikant i modell 4. I modell 5 er den signifikant på 10 % nivå. Dette betyr at menn bidrar negativt til sannsynligheten for å akseptere den økte skatten. 0,2436 er den estimerte koeffisienten til "VANLSYSS". Den er ikke signifikant. De som vanligvis er sysselsatt har et høyere bidrag til sannsynligheten for å akseptere. Koeffisienten for variabelen "TETTBYGD" er negativ: -0,0214. De som bor i et tettbygd strøk har dermed en negativ påvirkning på sannsynligheten for å akseptere den allmenne forsikringskontrakten. Variabelen er ikke signifikant. Koeffisienten til holdningsvariabelen "HELS10A" (om respondenten er opptatt av helse og medisin) er 0,0909. Den er ikke signifikant. De som er opptatt av helse og medisin påvirker sannsynligheten for akseptering mer enn de som ikke er opptatt av medisin og helse. Den

estimerte koeffisienten til "HELS10B" (forsikring som sikrer rask behandling) er 0,7369, og signifikant på 1 % nivå. De som sier de ønsker forsikring som sikrer rask behandling bidrar mer til sannsynligheten for akseptering enn de som ikke ønsker en slik forsikring. "HELS22K", ønsker større konkurranse i framtiden, har en estimert koeffisient på -0,1070 men er ikke signifikant. De som ønsker større konkurranse i helsesektoren bidrar mindre til sannsynligheten for akseptering. Den estimerte koeffisienten for "HELS22N", ønsker selv å velge hvilket offentlig sykehus man skal bli innlagt på, er -0,3391. Variabelen er signifikant på 10 % nivå. De som ønsker selv å bestemme sitt offentlige behandlingssted har lavere betalingsvilje for forsikringskontrakten. 0,0328 er den estimerte koeffisienten til variabelen "HELS22R" (private helseutgifter kan trekkes fra på selvangivelsen). Den er ikke signifikant. De som ønsker at de som vil betale for behandling bør få behandling før andre, "HELS22T" er heller ikke signifikant. Den estimerte koeffisienten til denne variabelen er -0,1039. Det vil si den som mener at de som ønsker å betale selv for behandling, ikke bør få behandling før andre, gir et høyere bidrag til sannsynligheten for behandling. Den estimerte koeffisienten for "HELS22W" (bevilgende myndighet bør høre mer på hva pasienten mener) er 0,0587, og er ikke signifikant. Modellens estimerte konstantledd er 0,7213. Det er heller ikke signifikant. -2 log likelihood er 1318,346. Ikke overraskende ser vi at den estimerte modellen passer bedre våre data jo flere uavhengige variabler det er med i modellene. Modellens maksimale gjennomsnittlige betalingsvilje er 5318 kroner.

I modellene øker maksimal gjennomsnittlig betalingsvillighet fra 4673 kroner i modell 1, 4807 kroner i modell 2, 4780 kroner i modell 3, 4779 kroner i modell 4 til 5217 kroner i modell 5. Dette gir en økning i maksimal gjennomsnittlig betalingsvillighet fra det laveste til det høyeste estimat med 11,6 %.

8 Diskusjon

8.1 Resultatene

Det generelle skattenivået i Norge er på folkemunne "høyt". Utvalget har en gjennomsnittlig betalingsvillighet på 4673 kroner i året for en allmenn forsikring. Individene er villige til å øke sitt samlede skattebidrag med 4673 kroner i året for å få innført behandlingsgarantien. Individene ønsker et mest mulig likt helsetilbud til alle innbyggerne uansett bosted og inntekt. Gjennom den høye betalingsvilligheten signaliserer individene at den solidariske likhetstanken fortsatt står sterkt innenfor helsesektoren. Også individenes svar på om de som var villig til å betale selv for helsetjenesten skulle få behandling før alle andre, viser den samme holdningen. 87,2 % var uenig. En høy betalingsvillighet og en høy aksepteringsrate kan trekke i retning av at det er altruistiske preferanser som ligger bak individenes beslutning.

Spørsmålets ordlyd kan tolkes å gjelde en øremerket skatt: *Vil du være villig til å betale X kroner i økt skatt per år for at en slik behandlingsgaranti skal gjelde hele befolkningen?*

Som regel vil man være villig til å bidra mer hvis man vet at pengene går direkte til formålet (som øremerkede skatter gjør). De som gir penger vil på denne måten føle at de har mer kontroll med hva pengene går til enn ellers. De rike føler dermed at de hjelper de fattige på en bedre måte enn om de fattige selv kunne bestemme hva pengene skulle brukes til. De rike kan sies på en måte å ha paternalistiske holdninger overfor de fattige.

Modellen gav et overraskende svar på hypotesen om redusert sannsynlighet for sykdom i neste periode vil redusere respondentens betalingsvillighet. Jeg hadde antatt at jo sykere man er, jo verre vil det oppleves å ikke få behandling innen kort tid. En lang sykdomsperiode er derfor ikke ønskelig. Modellen viste meg noe annet. Jo bedre helse vi har, jo høyere betalingsvillighet for en helseforsikring har vi. Dette kan komme av at vi som friske vurderer tilstanden som syk verre enn hva de syke selv opplever at tilstanden er. En tolkning kan være at de syke lærer å leve med sykdom, og dermed gjør det beste ut av sin helsetilstand. Dermed er ikke helsetilstand som syk "så gal" allikevel, og de har mindre behov for rask behandling. Altså jo dårligere helse man har, jo lavere sannsynlighet er det for å akseptere.

"ANTPHUSH" viser at jo flere personer det er i husholdet, jo høyere betalingsvillighet har man. Jo flere personer det er i husholdet, jo flere har man forsørgeransvar for, og jo større husholdninger, jo flere barn. Som økonomisk ansvarlig for familien vil en redusert inntekt gi mindre økonomisk handlefrihet. Problemet blir større jo lengre sykdomsperiode. Det er ikke overraskende at jo større husholdningen er, jo høyere betalingsvillighet. I husholdninger hvor de økonomiske problemene bare rammer få personer (bare seg selv?), er individer villige til å leve i større behandlingsusikkerhet. Dessuten tilbys det i dag en økt sikkerhet ved medisinsk diagnose gjennom trygd. De økonomiske farene ved sykdom er dermed redusert. Til tross for trygdeytelser ved sykdom vil ikke trygden fullt ut dekke den arbeidsgivende inntekten. Ved langvarig sykdom vil nedgangen i inntekt slå hardest ut i store husholdninger siden de er mer inntektsavhengig enn små husholdninger.

"HELS10B" viser at de som ønsker forsikringer av typen som sikrer rask behandling har en høyere betalingsvilje enn de som ikke ønsker dette. Noe annet resultat ville ha vært en selvmotsigelse.

"HELS22N" viser at de som selv ønsker å få bestemme hvilket offentlig sykehus innleggelsen skal skje på har en lavere betalingsvilje enn de som ikke har slike preferanser, og dermed ikke i like stor grad som andre ønsker at en slik behandlingsgaranti skal gjøres allment gjeldende.

En garanti, slik det er snakk om her, garanterer kun behandling, og ikke behandlingssted. 80 % av utvalget ønsker selv å få bestemme behandlingssted. Dette signaliserer en betydelig motvilje av å få behandling uten selv å få medbestemmelsesrett over hvor behandlingen skal gjøres. Jeg hadde i utgangspunktet trodd at ønsket om rask behandling ville overskygge usikkerheten rundt behandlingsinstitusjon. Men, tydelig er individenes viten om behandlingsinstitusjonen svært viktig, faktisk så viktig at de som selv ønsker å bestemme behandlingssted har en lavere sannsynlighet for å betale for garantien enn andre.

"KJØNN" vise at menn har en lavere sannsynlighet for å akseptere å betale for en behandlingsgaranti enn kvinner. Menn signalisere dermed et lavere ønske om å innføring en slik allmenn garanti. I dette utvalget vil altså kvinner ha mer omsorg for andre ved at de i større grad ønsker å betale for at forsikringen skal gjøres allment gjeldende.

Det er 53 % sannsynlig et en frisk mann med gjennomsnittlig alder, inntekt og antall medlemmer i husholdningen, universitetsutdannet og er risikoavers svarer ja til å betale 4673 kroner i økt skatt

for denne forsikringen. Sannsynligheten for at en kvinne med de samme egenskapene skal svare ja til en økt skatt på 4673 kroner er 57,6 %. Det er altså en noe større sannsynlighet for kvinner å akseptere. Sannsynligheten for en med god helse og gjennomsnittlig inntekt skal svare ja til å betale en ekstra skatt på 4673 kroner er 52,53 %. Tilsvarende, men for en med dårlig helse er 44,66 %. Siden sannsynligheten er under 50 % for at en med dårlig helse skal ønske å betale for en helseforsikring kan vi predikere at vedkommende ikke vil kjøpe helseforsikring.

I Olsen og Hofoss (2000) sees det på viljen til å betale "ekstra øremerkede skatter" til helsesektoren. De fant at gjennomsnittlig beløp varierte mellom 1314 og 1917 kroner (1997 kroner). Foruten dette konkluderte de med at det syntes å være en betydelig støtte for tanken om at samfunnet bør bruke mer penger til helsevesenet, men at individenes vilje til selv å bidra var begrenset. I denne oppgaven finner jeg en betydelig høyere uttrykt vilje til å bidra med finansiering innen helsevesenet. Det er også hele 63,8 % som sier de ønsker å betale for ordningen. Ut fra dette kan jeg konkludere med at det likesom i Olsen og Hofoss (2000) synes å være en betydelig støtte for tanken at samfunnet bør bruke mer penger på helsevesenet gjennom å innføre en behandlingsgaranti, men at individenes vilje til selv å bidra nok er noe høyere i denne undersøkelsen.

I Johannesson et al. (1998) undersøkes den gjennomsnittlige betalingsvilligheten til et utvalg svensker for en reduksjon av ventetiden innen helsevesenet til 6 uker. De finner en gjennomsnittlig betalingsvillighet på ca 2000 SEK uten konkurrerende forsikringsavtaler, og en gjennomsnittlig betalingsvillighet på ca 1000 SEK med en konkurrerende forsikringsavtale med 1 uke behandlingsfrist. Foruten dette finner de at betalingsvilligheten blant de som sa at de hadde en stor eller ganske stor sjanse for å få behov for forsikringen var 60 % høyere enn hos de som sa at de hadde en gjennomsnittlig eller liten sjanse for å få behov for forsikringen. Premien individene ønsker å betale ligger i denne undersøkelsen lavere enn i min undersøkelse. Det er interessant å se at i Johannesson et al. (1998) får de en omvendt konklusjon på hvordan individets helse påvirker sannsynligheten for å akseptere en kontrakt, enn hva jeg får. Min undersøkelse konkluderer med høyere betalingsvillighet jo bedre helse. Dette viser at i holdningsstudier er det viktig å vurdere resultatene med forsiktighet siden konklusjonen endres med utvalgets preferanser.

8.2 Sammenlikninger med St. meld nr 44

Sett at det skulle bli tilbudt en slik allmenn forsikringskontrakt. En økt skatt betalt av de ca 2 millioner yrkesaktive mennesker når forsikringspremien er på 4673 kroner vil gi en samlet skatteinntekt til staten på 9.346.000.000 kroner. Det totale offentlige utgifter til helse og sosiale forhold var i 1998 til sammenligning 288 mrd. kroner (26 % av BNP), mens de helsemessige ytelser utgjorde 62,7 mrd kroner (5,7 % av BNP).

Sosial og helsedepartementet gav i St meld nr 44 (1995-96) "Ventelistegarantien - kriterier og finansiering" et estimat på de økonomiske konsekvensene av å oppfylle behandlingsgarantien på 3 måneder. Med utgangspunkt i en køteoretisk innfallsvinkel har det vært mulig å beregne hvor mye det vil koste å kunne oppfylle ventetidgarantien. For å kunne oppfylle ventetidgarantien med mulig behandlingsbrudd på 1 % for garantipasientene ble det anslått at ventelistene måtte svare til maksimalt 2 til 3 ukers produksjon, altså normalt være vesentlig kortere enn selve garantifristen, dette på grunn av ujevn pasienttilgang. Den gjennomsnittlige ventetiden vil dermed reduseres til ca. 20 dager. Dette vil kunne oppfylles med en kapasitetsøkning for planlagt elektiv behandling på 19 % (i forhold til nivået i 1994) i hvert av de to påfølgende år. For poliklinisk behandling må det til en kapasitetsøkning på 15 % i hver av de to årene. En slik kapasitetsøkning vil utgjøre ca. 52440 flere innleggelser og 150 000 flere polikliniske behandlinger per år. Det vil altså med en så betydelig kapasitetsøkning ta 2 år før behandlingsgarantien vil kunne oppfylles. Ved beregning av hvor mye en slik kapasitetsutbygging kan koste er marginalkostnaden satt lik gjennomsnittlig ISF - kostnad. Behandlingsøkningen av somatiske pasienter vil innebære en merkostnad i størrelsesorden 2 mrd. kroner. (Det er viktig å være klar over at vi egentlig står overfor en høyere marginalkostnad. En slik kapasitetsøkning vil måtte føre til økt overtidsbruk, innkjøp av utstyr og lignende. Det er heller ikke tatt hensyn til at etterspørselen kan øke siden produksjonen øker, at det i perioder vil måtte være ledig kapasitet, og at etterspørselen vil øke med forbedret teknologi. Dette vil også være med på å øke kostnadene.) Tilsvarende tall for det fylkeskommunale psykiatriske behandlingstilbudet er estimert på til dels usikre og mangelfulle opplysninger til å innebære en merkostnad på ca. 500 mill. kroner. Totalt vil merkostnadene være ca. 2,5 mrd. kroner, 2,1375 mrd 1998-kroner.

Innføres en forsikringspremie på 4673 kroner vil det som tidligere nevnt gi staten en samlet skatteinntekt på 9,346 mrd. kroner. I følge vårt utvalget vil befolkningen ha en samlet betalingsvillighet som ligger 7,2085 mrd. kroner over kostnadsanslaget i St meld nr 44 (1995-96).

Median ventetid for garantipasienter¹⁰ var i 1999's tredje tertial, 25 dager for innleggelse, og 27 dager for poliklinisk behandling. De avsluttede ventetider¹¹ i 1994 som ligger til grunn for beregningene over er for garantipasienter¹² 43 dager for innleggelse og 44 dager for poliklinisk behandling. Siden 1994 og fram til i dag har både garantitiden og median behandlingstid blitt redusert.

På grunnlag av de økonomiske anslagene som er gjort i St meld nr 44 (1995-96) vil det være samfunnsøkonomisk lønnsomt å innføre en juridisk bindende behandlingssgaranti, også selv når det tas høyde for kostnadsøkninger. Som resultatet viser er betalingsvilligheten for å innføre en juridisk bindende kontrakt over det fire dobbelte av estimerte kostnader gjort i St meld nr 44 (1995-96). I tillegg har median ventetid gått ned med nesten det halve. Det kan derfor forventes at kostnadsøkningen likevel ikke blir fullt så høyt som anslaget i St meld nr 44 (1995-96). Betalingsvilligheten ligger langt over kostnadene for å innføre en behandlingssgaranti. Den høye betalingsvilligheten kan dermed være et signal om befolkningens ønske om å innføre en slik behandlingssgaranti.

8.3 Private forsikringer

Den gjennomsnittlige estimerte betalingsvilligheten er som før nevnt 4673,- (1998-kroner). For en privat forsikringskontrakt fra Storebrand helse¹³ vil en person mellom 40-44 år betale 382,- (2000-kroner) per måned for en "full avtale". Dette summeres opp til 4584 kroner i året. Mitt utvalgs betalingsvillighet i 1998-kroner er dermed 89 kroner høyere enn hva det koster for den private forsikringen i Storebrand Helse i 2000.

Skaset (1999) anslo at det var solgt 10000 private helseforsikringer ved utgangen av 1998 i Norge. Ca. 2 promille av Norges befolkningen kjøpte altså privat helseforsikring i 1998. Basert på omfanget av solgte forsikringer konkluderer hun med at private helseforsikringer har svært begrenset betydning innenfor dagens norske helsevesen. Skaset skriver videre at Petter Faye-Lund, administrerende direktør i det da nystartede selskapet Storebrand Helse AS, fortalte at spørreundersøkelser de har gjennomført, viste at 50 % av de spurte var positive til private

¹⁰ Garanti på 3 måneder.

¹¹ Fra henvisning mottas i spesialisthelsetjenesten til behandling starter.

¹² Garanti på 6 måneder.

forsikringer. Det interessante i denne sammenheng er at det også i denne oppgavens utvalg svarer 50 % at de ønsker en forsikring som sikrer rask behandling i tilfelle sykdom. I en markedsundersøkelse Storebrand hadde før de startet salget av produktet fra Storebrand Helse sa 18 % at de kunne tenke seg å kjøpe dette produktet. I følge Faye-Lund skal Storebrand aldri ha opplevd så positiv respons før lanseringen av et nytt produkt. Jonny Ravn, organisasjonssjef for helseforsikring i Storebrand helse, kunne fortelle at antall inngåtte kontrakter var per april 2000 ca. 4500. De inngåtte kontraktene har en gjennomsnittlig premie på ca. 5000 kroner, og gjennomsnittlig alder er 38 år. Storebrands mål for antall solgte helseforsikringer er ikke nådd.

Hvorfor er da helseforsikringer så lite utbredt? En av årsakene kan være at helseforsikringer er et relativt sett ganske nytt i Norge. Dermed er det heller ikke så godt kjent. Når folk ønsker å tegne forsikringer, er det først og fremst bil, hus, gjeld og reiser det tenkes på.

I England er det et tilbud av over 150 forskjellige helseforsikringer. Når så mange ulike kontrakter tilbys kan det være vanskelig for etterspøreren å finne fram i markedet. Per dags dato tilbys det ikke på langt nær så mange ulike kontrakter i Norge, men flere nesten like kontrakter kan skape forvirring og usikkerhet hos mulige etterspørere. Det er også slik at vanlige mennesker verken har store kunnskaper om forsikringer eller store kunnskaper om medisin. Dessuten tror jeg at folk flest har små kunnskaper om sine rettigheter som pasienter, for eksempel hvor alvorlig en sykdom må være før det gis behandlingsgaranti. Jeg tror også at folk ikke er klar over at sykehusene selv bestemmer hvem som blir tildelt behandlingsgaranti, og at de kan prioritere mellom pasienter på ventelistene. I dag har folk fortsatt tro på at det norske helsevesenet klarer å behandle pasientene. Som friske tror vi at "sykdom rammer ikke meg", og at "helsekø rammer alle andre, men ikke meg". Folk klarer muligens ikke å identifisere seg med venteliste problematikken. Folk har dermed en manglende kunnskap både når det gjelder hvordan helseforsikringene er utformet og hvordan helsesektoren fungerer.

8.4 Feilkilder

Det er viktig å være klar over mulige feilkilder i datamaterialet. Med denne type forskning er det forbundet i hovedsak to typer feil, utvalgsfeil og målefeil. Vi kan ha tilfeldige eller systematiske utvalgsfeil og tilfeldige eller systematiske målefeil. De tilfeldige feilene kan ikke unngås, men kan

¹³ Se vedlegg D for tabell over premie og forklaring.

reduseres ved å øke utvalgets størrelse. Systematiske feil vil ikke nødvendigvis kunne reduseres ved å øke utvalgets størrelse. Med et frafallet på 33 % i studiet kan en forvente utvalgsskjevhet.

Tabell 10 Utvalgsskjevhet, hvor over eller underrepresentasjon av nettoutvalget med mer enn +/- 1 % i forhold til bruttoutvalget på kjennemerkene alder og landsdel.

	Prosent	
Alder	• 16-24	+1,2
	• 25-44	+2,3
	• 45-66	-2,4
	• 67-79	-1,1
Landsdel	• Oslo og Akershus	-2,3
	• Trøndelag	+1,2

Tross frafallet har ikke SSB funnet skjevheten som følge av nekting mellom brutto og nettoutvalget så stort at det er grunn til å vekte resultatene. SSB vurderer dermed utvalget representativt nok til å kunne trekke slutninger fra.

Målefeil kan skyldes dårlige spørreskjema, manglende svar eller feil ved databehandlingen.

Målefeilene er av to basistyper, feil på grunn av observasjon eller ikke observasjon.

Ikke observasjon har vi når vi ikke får samlet inn data fra deler av det uttrukne utvalget. Dette kan komme av at deler av populasjonen ikke er inkludert i utvalget, eller at noen nekter å svare på hele eller deler av spørreskjemaet. Det kan også oppstå feil på grunn av at en person svarer på skjemaet to ganger. Observasjonsfeil kan deles i feil på grunn av respondentens opptreden og/eller administrative feil.

Det finnes ulike måter å måle betalingsvilligheten på: Gjennom å intervju folk eller gjennom å direkte observere folks oppførsel. Intervju ved bruk av et spørreskjema er en transparent måte for å finne folks preferanser. Problemer ved denne metoden er nærmere forklart i kapittel 8.5.

Administrative feil er feil som oppstår under registreringsprosessen, hvor den eller de som skal registrere de innsamlede dataene kan slurve eller registrere ulikt. En intervjuer kan også registrere

et annet svar enn det respondenten oppgir. Dette kan henge sammen med at intervjuer misoppfatter svarene, eller registrerer feil med vilje. Dessuten kan intervjuer fabrikkere et intervju selv, altså at intervjuer selv svarer på spørsmålene. Dette er en svært alvorlig feil.

De som utførte intervjuet, ble trent opp til å forklare spørsmål hvis nødvendig. Dette førte igjen til at det ble få "missing values". På et generelt grunnlag kan vi da trekke den konklusjonen at datakvaliteten er bra.

Den direkte metoden baserer seg på å observere reelle situasjoner. Her oppstår problemet med å separere risiko fra andre påvirkningskanaler som for eksempel yrke. Foruten dette kan det oppstå problemer når man ønsker at folket skal forstå forskjellen mellom subjektiv sannsynlighet og relativ frekvens som for eksempel ved død på veger, og finne hvor representative de som velger risikofylte aktiviteter er i forhold til resten av befolkningen (er de mer risikosøker enn de andre?). Individene må dermed ha tilgang til data som nøyaktig kan fortelle de hvilke relevante risikoer de står overfor, og motivet for valgte handling kan ikke være noe annet.

Undersøkelser av folks betalingsvillighet viser i parallelle forsøk store variasjoner. Betalingsvillighet er basert på subjektiv nytte hvor det er personen selv og hans nærmeste som står i fokus for det avgitte svaret. I denne undersøkelsen er spørsmålet hva man er villig til å betale for å unngå helsetap grunnet sen behandling. Utvalget står overfor en ex. ante usikkerhet med hensyn til når sykdom vil inntreffe, og om de da vil få behandling innen tre måneder. Disse usikkerhetene gir respondentene et mindre konkret grunnlag å gi sine svar på.

8.5 Problemer med betalingsvillighetsmetoden.

I prinsippet kan betalingsvillighetsmetoden brukes til å verdsette alle typer goder. Metoden går ut på å spørre individer hvor mye de er villig til å betale for (evt. bli kompensert for) et gitt scenario (som kan inneholde risiko). Betalingsvillighetsmetoden baseres på individenes subjektive nytte. For betalingsvillighetsmetoden trekkes et representativt utvalg til intervju, og intervjuet er direkte knyttet opp mot den type risiko som skal verdsettes. Ved intervju kan vi undersøke hvilke bakgrunnsvariable som påvirker betalingsvilligheten, vi kan teste hvor god kunnskap folk har om risiko, og se hvor rasjonelle folk er i sine risikovurderinger. Betalingsvilligheten påvirkes av individets preferanser i intervjuøyeblikket. Individene er ulike med hensyn til alder, utdanning, formue, helsetilstand, syn på risiko etc. Preferanser endres over tid, og det er derfor sannsynlig at individene også skiller seg fra hverandre med hensyn til verdsetting av et gode.

Report of the NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration) Panel on Contingent Valuation 1993 skisserer seks problemer ved betalingsvillighetsundersøkelse:

1. Inconsistency with Rational Choice

Når priser faller vil vi kunne kjøpe mer for det samme budsjettet. Med lavere priser og uendret budsjett vil vi kunne øke vårt nyttenivå. Mer vil også bety bedre (antar ikke-metning). Empiriske studier viser at når respondenten står overfor komplekse problemer som inneholder små sannsynligheter tar individet beslutninger som bryter med rasjonell økonomisk forstand. I tillegg vil individer ha problemer med å vurdere helserisiko i økonomiske termer siden man har liten erfaring når helsetjenesten tilbys uavhengig av private forsikringsordninger med ingen eller begrenset brukerbetaling.

2. Implausibility of Responses

Hvis individet er bedt om å ta stilling til et spørsmål, og avgir sin betalingsvillighet er det ikke sikkert at man kan aggregere dette opp til å gjelde flere prosjekter av samme type. Det totale utlegget for en person eller en familie vil bli en stor andel av det totale budsjettet evt. overgå det. Det er derfor sannsynlig at individet har overestimert betalingsvillighet for prosjektet. Hvis individet tror at svaret som avgis senere vil bli brukt i beslutninger vil man ønske å "forsikre seg". Dette gjøres ved å over- eller underestimerer sitt svar. Ved å overestimere svaret vil man vise en høyere verdsetting enn hva som egentlig er riktig. Underestimere vil si å gi uttrykk for en lavere verdsetting enn hva som er riktig.

3. Absence of Meaningful Budget Construction

Individene svarer ofte uten å ha tatt i betraktning sitt budsjett. Spør en så hva individet er villig til å ofre for prosjektet av dagens goder, vil individet antageligvis revurdere sitt svar. Denne mangelen på påminnelse om faktisk budsjett kan gi en høyere betalingsvillighet enn hva som faktisk er.

4. Information Provision and Acceptance

For å kunne svare må individet ha en eksakt forståelse av spørsmålet, og akseptere det scenario som er beskrevet før svaret avgis. Individene kan ha problemer med å forstå små sannsynligheter. Små sannsynligheter har generelt liten mening for folk flest. Foruten dette problemet inneholder spørsmål ofte avveininger mellom liv og død. Dette kan hindre folk i å svare fra et følelsesmessig grunnlag. Ofte er spørsmålene hypotetiske situasjoner. Dette kan gi manglende motivasjon for å svare. Hypotetiske situasjoner kan hindre individet å tenke seriøst over problemet, de kan bli fristet til å svare det de tror intervjueren ønsker å høre, eller svare på grunnlag av personlig image.

5. Extent of the Market

Det kan være problemer med å bestemme populasjonens geografiske avgrensning. Antas det at for samme geografiske område (land) gjelder at en gruppe (nord) har en annen verdsetting av et gode i forhold til en annen gruppe (sør), kan man redusere det opprinnelige geografiske område som det skal trekkes et utvalg fra. Det trekkes dermed et utvalg fra et geografisk område med ønsket karakteristika.

6. "Warm Glow" Effects

Individet verdsetter beskrevet scenario i kroner til like mye som man pleier å gi i veldedighet. Man har følelsen av å gi til en god sak. Skjer dette, bør man ikke stole på estimatene som den sanne betalingsvilligheten, men heller som en indikasjon på at prosjektet bør godkjennes.

Betalingsvillighetsundersøkelser tar ikke hensyn til individenes betalingsevne. 1 krone er 1 krone selv om individet er fattig eller rikt, og en rik persons stemme kan dermed telle mer enn en fattig persons stemme. Det er også en tendens at individene oppgir en høyere betalingsvillighet hvis det er oppgitt månedlige innbetalinger i forhold til årlige eller når spørsmålene blir stilt tidlig i spørsmålsrekken i forhold til seint. Siden individene vanligvis ikke betaler for godet, eller mangler referansegrunnlag kan det avgitte svaret være unøyaktig eller tatt på et svakt grunnlag. Deres svar

kan avhenge av andre forhold enn kun verdsettingen av det aktuelle godet, det kan gis uttrykk for politiske preferanser eller holdninger (protestsvar) hvor det aktuelle godet oppfattes som et generelt symbol. Individet kan også gi strategisk motiverte svar hvis det er mistanke om at resultatet fra undersøkelsen senere vil bli brukt i beslutningsøyemed. I intervjusituasjoner kan individene avgi svar som det tror forventes eller intervjuer liker. Det kan også påvirkes av tonefall, intervjuers utseende, sinnsstemning etc.

Til tross for alle problemene ved betinget verdsetting finnes det per dags dato ingen bedre måte å finne befolkningens verdsetting av goder som omsettes i et marked. Som vi ser kan slutninger basert på enkle analyser være misvisende, og vi bør tillegge en usikker tolkning til svarene.

8.6 Mulige forbedringer ved spørsmålet

I tilfellet hvor offentlige sykehus i Norge ikke kan tilby nødvendig behandling innen tre måneder vurderes det om myndighetene skal dekke utgiftene til behandling ved private sykehus i Norge eller i utlandet. Vil du være villig til å betale X kroner i økt skatt per år for at en slik behandlingsgaranti skal gjelde for hele befolkningen?

Mennesker har ofte lettere for å interessere og engasjere seg i ting og hendelser som har en direkte betydning for den enkelte person. Vi har generelt en større interesse for vårt nærmiljø enn for hendelser andre steder i verden. Som tidligere nevnt er et av problemene ved betalingsvillighetsstudier respondentens manglende insentiv til å svare sannferdig på et hypotetisk spørsmål. Respondenten kan for eksempel ha problemer med å relatere seg til spørsmålet på grunn av manglende interesse eller kjennskap til situasjonen. Jeg mener at det vil være riktig å anta at befolkningen generelt sett har bedre kjennskap til sykehusene i sin region enn til alle offentlige sykehus i Norge. På dette grunnlaget vil det utgjøre en forbedring hvis "...offentlige sykehus i Norge..." ble byttet ut med "sykehus i din region". Denne endringen vil kunne øke respondentens interesse for spørsmålet, og et mer sannferdig svar vil derfor bli avgitt.

Siden "myndighetene" ofte assosieres med politikere, kan tiltroen til politikernes løfter være avgjørende for svaret. Fylket er eiere av sykehusene. Ved å bytte ut "...om myndighetene skal..." til "...om fylket skal..." kan troverdigheten i spørsmålet øke. På samme grunnlag som over vil derfor denne endringen også kunne utgjøre en forbedring.

Med "...behandling ved private sykehus i Norge eller i utlandet" utelukkes muligheten for behandling ved offentlige sykehus både i Norge og i utlandet. Med flere mulige behandlingssteder øker også sannsynligheten for raskere behandling. Åpnes muligheten for å kjøpe behandling ved offentlige sykehus vil også konkurransen mellom offentlige sykehusene øke. Det kan tenkes at enkelte respondenter ikke var villig til å betale ekstra skatt for forsikringen som sikrer rask behandling kun av den grunn at de er imot privatisering av helsesektoren. Med en nye presiseringen av behandlingssteder vil det derfor være naturlig å anta at flere respondenter vil stille seg positive til spesifiserte helseforsikring både siden sannsynligheten for behandling øker, og ingen blir utelukket grunnet sitt syn på eierskap innen helsesektoren. Jeg foreslår derfor følgende endring: "...behandling ved offentlige eller private sykehus i Norge eller i utlandet."

"..økt skatt..." kan endres til "...økt øremerket skatt...". Skatt er en omfordeling av inntekt fra de rike til de fattige. Jeg antar at man er mer tilbøyelig for å betale til et på forhånd bestemt tiltak, enn til en stor pott hvor pengene fordeles av politikere gjennom budsjetter. En øremerket skatt må i sin helhet gå til det på forhånd bestemte tiltaket. Her vil det være naturlig at skatten gikk til å finansiere den allemne forsikringen. Med denne endringen vil antakeligvis også noen av de som er negative til økt beskatning eller av annen grunn ikke ønsket økt skattebyrde, akseptere å betale for behandlingsgarantien. Denne foreslåtte endringen vil, ifølge mine antagelser, gi en enda høyere betalingsvillighet for behandlingsgaranti.

Det er ikke klart utfra spørsmålgivningen hvor mye den økte skatten utgjør per husholdning. Det bør ikke overraske om enkelte respondenter ikke reflekterte over husholdningens totale skatteøkningen da svaret ble avgitt. En forbedring av spørsmålet ville vært hvis den totale skattebelastningen per husholdning hadde blitt presisert.

Foruten svakheter ved ordlyden i spørsmålet, kunne spørsmålet vært stilt på en annen måte. Utvalget fikk ikke valget mellom flere konkurrerende forsikringskontrakter. Det er dermed ikke mulig for respondenten å gi uttrykk for sine preferanser og betalingsvillighet når det gjelder avveining mellom ventetid og kostnad. Etter først å presentere problemstillingen for respondenten er det naturlig å spørre om respondenten kunne tenke seg å betale for en slik behandlingsgaranti. De som svarer "JA" til dette burde videre fått spørsmål hvorfor de var villige til å betale for behandlingsgarantien, deretter om de er villige til å betale X kroner i økt skatt for samme garanti. Uavhengig av svaret på dette spørsmålet burde de fått spørsmål om sin maksimale betalingsvilje. De som svarer "NEI" til om de kunne tenke seg en slik behandlingsgaranti kunne videre vært spurt

hvorfor de ikke kunne tenke seg å betale for denne behandlingsgarantien. Spørsmål som stilles bør være så enkle som mulig å forstå, og gi lite rom for feiltolkning eller grunn til ikke å svare. Oppfølgingsspørsmål bør utformes slik at det gir en naturlig progresjon og utvikling. Dette gjør det enklere for respondenten å svare. Dessuten bør de være hensiktsmessig utformet. Man bør kun få den informasjon man er ute etter. Oppfølgingsspørsmål som dette, kan bedre gi oss informasjon om respondenten og hvilke preferanser og avveininger som er av betydning for svaret.

9 Konklusjon

Hva er så utvalgets betalingsvillighet for å innføre en juridisk bindende behandling innen 3 måneder? Modell 1 viste en gjennomsnittlig maksimal betalingsvillighet på 4673 kroner per år i økt skatt. Signifikante variabler er individets helsetilstand, husholdningens størrelse, kjønn, individets ønske om forsikring som sikrer rask behandling og om de selv kan velge hvilket offentlig sykehus innleggelsen skal skje på. Positiv påvirkning på sannsynligheten for å akseptere økt skatt kommer fra individets helsetilstand, husholdningens størrelse og ønske om forsikring som sikrer rask behandling. Negativ påvirkning på sannsynligheten for å akseptere skatten kommer fra kjønn (menn) og muligheten til selv å velge hvilket offentlig sykehus innleggelsen skal skje på.

En ekstra skattebyrde på 4673 kroner per arbeidende person per år kan i visse tilfeller utgjøre en halv månedslønn. Dette gjelder særlig for deltidsarbeidende (kvinner), og personer i lavtlønnsyrker (butikkmedarbeidere, renholdere etc.). Jeg vil på bakgrunn av dette derfor antyde at utvalgets uttrykte maksimale betalingsvillighet nok er noe høyere enn hva den faktiske betalingsvilligheten er. Tallets størrelse kan tyde på en viss over estimering. Ønske om innføring av en slik behandlingsgaranti kan ha overskygget skattens innvirkning på individenes budsjett. Hadde oppfølgingsspørsmål vært stilt kunne det vært gitt svar på dette. En ide for videre arbeid vil være å videreutvikle spørsmålene på den måten som er skissert tidligere, for deretter å sammenlikne med resultatene fra denne undersøkelsen. Det kan da trekkes sterkere konklusjoner om resultatenes validitet.

Innføring av en juridisk bindende behandlingsgaranti innen 3 måneder (med de økonomiske beregningene gjort i St meld nr 44, og dette utvalgets maksimale betalingsvillighet), vil være

samfunnsøkonomisk lønnsomt. Dette gjelder selv ved halvering av skattene. Det er trolig samfunnsøkonomisk lønnsomt å innføre en juridisk bindende behandlingsgaranti på 3 måneder gjeldende hele befolkningen selv når det er sterk tvil knyttet til det estimerte tallet 4673 kroner. En bedre konklusjon på bakgrunn av det estimerte tallet er at det trolig er aksept i samfunnet for å innføre en økt skatt for å finansiere behandlingsgarantien.

Økonomer er som tidligere nevnt ikke vant til å innhente data ved intervjuundersøkelser. Innenfor miljøøkonomi hvor betalingsvillighetsmetoden først ble utbredt så vel som innen for helseøkonomi står vi overfor en rekke problemer som kan føre til liten validitet på undersøkelsen. På bakgrunn av alle problemene som kan oppstå ved betingete verdsettings-analyser, skissert av bl.a. NOAA-panelet, de mulig forbedringsområder ved selve spørsmålets ordlyd og mangel på oppfølgingsspørsmål, tilrådes det stor varsomhet ved tolkning og bruk av 4673 kroner som utvalgets maksimale betalingsvillighet.

Referanseliste

Agresti, A. (1996): *An introduction to categorical data analysis*. John Wiley & Sons, New York.

Arrow K., Solow R., Portney P.R., Leamer E.E., Radner R. and H. Schuman (1993): "Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation". *Federal Register*, 58, no. 10. 4602-4613.

Bhattacharyya G. K. and R. A. Johnson (1977): *Statistical concepts and methods*. John Wiley & Sons, Singapore.

Bishai D.M. and H.C. Lang, (2000): "The willingness to pay for wait reduction: The disutility of queues for cataract surgery in Canada, Denmark, and Spain", *Journal of Health Economics* 19. 219-230.

Gravelle H. and R. Rees (1992): *Microeconomics (Second edition)*. Longman Publishing, New York.

Greene W.H. (2000): *Econometric analysis (Fourth edition)*. Prentice-Hall, New Jersey.

Iversen T. (1993): "A theory of hospital waiting lists", *Journal of Health Economics* 12. 55-71.

Iversen T. (1997): "The effect of a private sector on the waiting time in a national health service", *Journal of Health Economics* 16. 381-396.

Johannesson P.O., Jönson B. and L. Borgquist (1991a): "Willingness to pay for antihypertensive therapy - results of a Swedish pilot study", *Journal of Health Economics* 10. 461-474.

Johansson P.O., Kriström B. and U.G. Gerdtham (1993): "Willingness to pay for antihypertensive therapy - further results", *Journal of Health Economics* 12. 95-108.

Johannesson M., Johansson P.O. and T. Söderqvist (1998): "Time spent on waiting lists for medical care: an insurance approach", *Journal of Health Economics* 17. 627-644.

Kinnear P.R. and C.D. Gray (1997): *SPSS for Windows made simpel (Second Edition)*. Psychology Press, Cornwall.

Martin S. and P.C. Smith (1999): "Rationing by waiting lists: an empirical investigation", *Journal of Public Economics* 71. 141-164.

NOU (1997): "Prioritering på ny." nr. 18. Statens trykking, Oslo

Olsen, J.A. og D. Hofoss, (2000): "Hvor mye penger bruker vi på helsevesenet?", *Tidsskrift fra den Norske Lægeforening* nr. 7. 779-782.

Skaset M. (1992): "Private helseforsikringer; Hvilken betydning for dagens og morgendagens norske helsevesen?", Senter for Helseadministrasjon - Working paper 2, Gran Grafisk, Oslo.

Sosial- og helsedepartementet (1997): "Høringsnotat, Lov om pasientrettigheter." Statens trykking, Oslo

SPSS (1999): *Regression Models 9.0.* (chp. 8) SPSS. USA.

St meld nr 44 (1995-96): "Ventetidgarantien - kriterier og finansiering", Statens trykking, Oslo.

Wonnacott R. J. and T. H. Wonnacott (1979): *Econometrics (Second edition)*. John Wiley & Sons, Singapore.

Zweifel P. and F. Breyer (1997): *Health Economics*. Oxford University Press, New York.

10 Vedlegg

A. Kapittel 2

Tabell 10 Ventetid for ordinært avviklet 3. Tertial 1999 – 3 måneders garanti

Datauttak hele landet, somatikk							
Type ventelistepasienter avviklet		Antall dager					
		0-30	81-90	91-180	181-365	mer enn 365	totalt
Pliklinisk	Med garanti	54,2%	32,8%	10,4%	2,2%	0,4%	43059
	Uten garanti	42,5%	27,4%	16,4%	10,2%	3,4%	187371
	Totalt	44,7%	28,4%	15,3%	8,7%	2,9%	230430
Dagbehandl ing	Med garanti	75,5%	16,5%	5,5%	2,1%	0,4%	5299
	Uten garanti	50,0%	16,1%	14,2%	14,2%	5,5%	22497
	Totalt	54,8%	16,2%	12,5%	11,9%	4,5%	27796
Vanlig innlagte (dagdøgn)	Med garanti	56,6%	27,6%	10,8%	3,9%	1,1%	12357
	Uten garanti	32,9%	24,5%	20,9%	15,2%	6,5%	23763
	Totalt	41,0%	25,6%	17,4%	11,3%	4,7%	36120
Totalt	Med garanti	56,5%	30,3%	10,1%	2,5%	0,5%	60715
	Uten garanti	42,3%	26,0%	16,7%	11,1%	3,9%	233631
	Totalt	45,2%	26,9%	15,3%	9,3%	3,2%	294346

Tabell 11 Hovedtall for ventelister 3. Tertial 199 – 3 måneders garanti

Datauttak for hele landet, somatikk						
Type forhold		Poliklinisk	Dagopphold	Innlagte	Totalt	Endret
Nyhenvist 3. tertial 1999	Med garanti	50921	5566	12663	69150	6,7%
	Uten garanti	245497	23036	24639	293172	10,0%
	Totalt	296418	28602	37302	362322	9,4%
	Garantiandel	17,2%	19,5%	33,9%	19,1%	
Ordinært avviklet	Med garanti	43059	5299	12357	60715	9,0%
	Uten garanti	187371	22497	23763	233631	18,3%
	Totalt	230430	27796	36120	294346	16,3%
Median ventetid i dager	Med garanti	27	5	25	25	2
	Uten garanti	42	31	68	42	7
	Totalt	37	20	46	37	6
Ikke ordinært avviklet	Med garanti	3704	238	1263	5205	3,6%
	Uten garanti	25697	2643	4109	32448	-10,6%
	Totalt	29401	2880	5372	37653	-8,9%
Utsatte henvisninger	Totalt	23500	3448	3233	30181	7,3%
Antall på ventelist pr. 31.12.99	Med garanti	19883	1127	4592	25602	6,0%
	Uten garanti	215019	18604	25736	259359	8,2%
	Totalt	234902	19731	30328	284961	8,0%
	Garantiandel	8,5%	5,7%	15,1%	9,0%	
Herav garantibrudd	Med garanti	3702	239	1228	5169	-4,0%
Garantibrudd i forhold til alle på venteliste		1,6%	1,2%	4,0%	1,8%	
Garantibrudd i forhold til garantipasienter på venteliste	Med garanti	18,6%	21,2%	26,7%	20,2%	

Tabell 10 og 11 er en kopi fra Ventsys databasen på Internett.

B. Kapittel 3

Forklaring til resultatene ved komparativ statikk.

ENDRING I INNTEKTEN Y

$$[\pi U'_Y + (1-\pi)V'_Y]dOP + [\pi U''_{YY} + (1-\pi)V''_{YY}]dY = (1-\pi)(1-p)[V'_Y - W'_Y]dY$$

Ønsker å finne fortegnet på de 1. deriverte og de 2. deriverte:

$$U'_Y = \frac{\partial U(Y, h_f)}{\partial Y} = \int_0^{T^*} u'_Y \mu(t) dt \geq 0$$

$$V'_Y = \frac{\partial V(Y, h_f, h_s)}{\partial Y} = \int_0^{T^M} u'_Y \mu(t) dt + \int_{T^M}^{T^*} u'_Y \mu(t) dt \geq 0$$

$$W'_Y = \frac{\partial W(Y, h_f, h_s)}{\partial y} = \int_0^{T^W} u'_Y \mu(t) dt + \int_{T^W}^{T^*} u'_Y \mu(t) dt \geq 0$$

$$U''_{YY} = \frac{\partial U^2(Y, h_f)}{\partial Y^2} = \int_0^{T^*} u''_{YY} \mu(t) dt \leq 0$$

$$V''_{YY} = \frac{\partial^2 V(Y, h_f, h_s)}{\partial Y^2} = \int_0^{T^M} u''_{YY} \mu(t) dt + \int_{T^M}^{T^*} u''_{YY} \mu(t) dt \leq 0$$

Økende men avtagende grensenytte av inntekt.

$$[\pi U'_Y + (1-\pi)V'_Y] \equiv A$$

Siden $U > V > W > 0$, må $U'_Y > V'_Y > W'_Y > 0$.

ENDRING I HELSETILSTANDEN SOM SYK h_s :

Fortegnet på de 1. deriverte og den kryssderiverte:

$$V'_h = \frac{\partial V(Y, h_f, h_s)}{\partial h_s} = \int_0^{T^M} u'_h \mu(t) dt \geq 0$$

$$W'_h = \frac{\partial W(Y, h_f, h_s)}{\partial h_s} = \int_0^{T^W} u'_h \mu(t) dt \geq 0$$

$$V''_{Yh} = \frac{\partial^2 V(Y, h_f, h_s)}{\partial Y \partial h_s} = \int_0^{T^M} u''_{Yh} \mu(t) dt = ?$$

Siden $T^* > T^W > T^M > 0$, må $0 < V'_h < W'_h$.

C. Kapittel 7

For modell 1

Total number of cases: 1342 (Unweighted)
Number of selected cases: 1342
Number of unselected cases: 0
Number of selected cases: 1342
Number rejected because of missing data: 38
Number of cases included in the analysis: 1304

Dependent Variable Encoding:

Original Value	Internal Value
0	0
1	1

Dependent Variable.. HELS24 Betale for ordning for alle
Beginning Block Number 0. Initial Log Likelihood Function
-2 Log Likelihood 1681,7567
* Constant is included in the model.
Beginning Block Number 1. Method: Enter
Variable(s) Entered on Step Number
1.. VAR24 Verdi av variabel i Hels24

Estimation terminated at iteration number 3 because
Log Likelihood decreased by less than ,01 percent.

-2 Log Likelihood	1603,970
Goodness of Fit	1296,483
Cox & Snell - R ²	,058
Nagelkerke - R ²	,058

	Chi-Square	df	Significance
Model	77,787	1	,0000
Block	77,787	1	,0000
Step	77,787	1	,0000

Classification Table for HELS24

The Cut Value is ,50

		Predicted					Percent Correct
		0	Ja				
		0	I	1			
Observed		+-----+-----+					
0	0	I	131	I	320	I	29,05%
		+-----+-----+					
Ja	1	I	125	I	728	I	85,35%
		+-----+-----+					
Overall							65,87%

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
VAR24	-,0003	3,709E-05	75,0437	1	,0000	-,2084	,9997
Constant	1,4019	,1095	163,7553	1	,0000		

For modell 2

Total number of cases: 1342 (Unweighted)
 Number of selected cases: 1342
 Number of unselected cases: 0
 Number of selected cases: 1342
 Number rejected because of missing data: 52
 Number of cases included in the analysis: 1290

Dependent Variable Encoding:

Original Value	Internal Value
0	0
1	1

Dependent Variable.. HELS24 Betale for ordning for alle
 Beginning Block Number 0. Initial Log Likelihood Function
 -2 Log Likelihood 1662,2205
 * Constant is included in the model.
 Beginning Block Number 1. Method: Enter
 Variable(s) Entered on Step Number

```

1..      VAR24      Verdi av variabel i Hels24
          SPMB23      Samlet bruttoinntekt i 1997 - Alle
          HELSE_A
          HELSE_B
          HELSE_C
          HELSE_D

```

Estimation terminated at iteration number 3 because
Log Likelihood decreased by less than ,01 percent.

```

-2 Log Likelihood      1574,060
Goodness of Fit        1281,682
Cox & Snell - R^2      ,066
Nagelkerke - R^2      ,066

```

	Chi-Square	df	Significance
Model	88,160	6	,0000
Block	88,160	6	,0000
Step	88,160	6	,0000

Classification Table for HELS24

The Cut Value is ,50

Observed	Predicted			Percent Correct
	0		Ja	
	0	I	1	
0	0	I 131	I 314	I 29,44%
Ja	1	I 118	I 727	I 86,04%
Overall				66,51%

```

----- Variables in the Equation -----
Variable      B      S.E.      Wald      df      Sig      R      Exp(B)
VAR24         -,0003  3,757E-05  76,1281    1      ,0000  -,2112  ,9997
SPMB23         ,0004   ,0003    1,7857     1      ,1814  ,0000  1,0004
HELSE_A       1,0638   ,5862    3,2931     1      ,0696  ,0279  2,8974
HELSE_B       ,9978   ,5837    2,9218     1      ,0874  ,0235  2,7124
HELSE_C       ,7877   ,5929    1,7651     1      ,1840  ,0000  2,1984
HELSE_D       ,5553   ,6465    ,7379     1      ,3903  ,0000  1,7425
Constant      ,3513   ,5813    ,3653     1      ,5456

```

For modell 3

Total number of cases: 1342 (Unweighted)
Number of selected cases: 1342
Number of unselected cases: 0
Number of selected cases: 1342
Number rejected because of missing data: 52
Number of cases included in the analysis: 1290

Dependent Variable Encoding:

Original Value	Internal Value
0	0
1	1

Dependent Variable.. HELS24 Betale for ordning for alle
Beginning Block Number 0. Initial Log Likelihood Function
-2 Log Likelihood 1662,2205
* Constant is included in the model.
Beginning Block Number 1. Method: Enter
Variable(s) Entered on Step Number
1.. VAR24 Verdi av variabel i Hels24
SPMB23 Samlet bruttoinntekt i 1997 - Alle
HELSE_E

Estimation terminated at iteration number 3 because
Log Likelihood decreased by less than ,01 percent.

-2 Log Likelihood	1576,367
Goodness of Fit	1281,842
Cox & Snell - R ²	,064
Nagelkerke - R ²	,064

	Chi-Square	df	Significance
Model	85,853	3	,0000
Block	85,853	3	,0000
Step	85,853	3	,0000

Classification Table for HELS24

The Cut Value is ,50

		Predicted			Percent Correct	
		0	Ja			
		0	I	1		
Observed	0	+-----+-----+				
	0	I	128	I	317	I
Ja	1	+-----+-----+				
	I	115	I	730	I	86,39%
+-----+-----+						
Overall					66,51%	

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
VAR24	-,0003	3,751E-05	75,7521	1	,0000	-,2106	,9997
SPMB23	,0004	,0003	1,9812	1	,1593	,0000	1,0004
HELSE_E	,3158	,1455	4,7092	1	,0300	,0404	1,3714
Constant	1,0533	,1644	41,0441	1	,0000		

For modell 4

Total number of cases: 1342 (Unweighted)
 Number of selected cases: 1342
 Number of unselected cases: 0
 Number of selected cases: 1342
 Number rejected because of missing data: 109
 Number of cases included in the analysis: 1233

Dependent Variable Encoding:

Original Value	Internal Value
0	0
1	1

Dependent Variable.. HELS24 Betale for ordning for alle
 Beginning Block Number 0. Initial Log Likelihood Function
 -2 Log Likelihood 1592,1632
 * Constant is included in the model.
 Beginning Block Number 1. Method: Enter

Variable(s) Entered on Step Number

1.. VAR24 Verdi av variabel i Hels24
 SPMB23 Samlet bruttoinntekt i 1997 - Alle
 HELSE_E
 IOSKJONN Kj>nn
 KULLALDR IOs oppn dde alder i intervju ret
 UTDNIVAA IOs utdanningsniv 
 ANTPHUSH Antall personer i husholdet
 HELS13D Liker   f le trygghet for fremtiden

Estimation terminated at iteration number 3 because
 Log Likelihood decreased by less than ,01 percent.

-2 Log Likelihood 1492,099
 Goodness of Fit 1231,126
 Cox & Snell - R² ,078
 Nagelkerke - R² ,078

	Chi-Square	df	Significance
Model	100,064	8	,0000
Block	100,064	8	,0000
Step	100,064	8	,0000

Classification Table for HELS24

The Cut Value is ,50

		Predicted			Percent Correct
		0	Ja		
		0	I	1	
Observed		+-----+-----+			
0	0	I 119	I 309	I	27,80%
		+-----+-----+			
Ja	1	I 92	I 713	I	88,57%
		+-----+-----+			
		Overall			67,48%

----- Variables in the Equation -----							
Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp (B)
VAR24	-,0003	3,871E-05	75,7698	1	,0000	-,2153	,9997
SPMB23	,0002	,0003	,8137	1	,3670	,0000	1,0002
HELSE_E	,1794	,1565	1,3136	1	,2517	,0000	1,1965
IOSKJONN	-,1861	,1273	2,1375	1	,1437	-,0093	,8302
KULLALDR	-,0053	,0041	1,6746	1	,1956	,0000	,9947
UTDNIVAA	,1536	,0981	2,4510	1	,1174	,0168	1,1661
ANTPHUSH	,1010	,0525	3,7067	1	,0542	,0327	1,1063
HEL13D	-,0154	,3483	,0019	1	,9648	,0000	,9848
Constant	,9505	,4796	3,9282	1	,0475		

For modell 5

Total number of cases: 1342 (Unweighted)
 Number of selected cases: 1342
 Number of unselected cases: 0
 Number of selected cases: 1342
 Number rejected because of missing data: 218
 Number of cases included in the analysis: 1124

Dependent Variable Encoding:

Original Value	Internal Value
0	0
1	1

Dependent Variable.. HELS24 Betale for ordning for alle
 Beginning Block Number 0. Initial Log Likelihood Function
 -2 Log Likelihood 1444,7833* Constant is included in the model.

Beginning Block Number 1. Method: Enter

Variable(s) Entered on Step Number

1.. VAR24 Verdi av variabel i Hels24
 SPMB23 Samlet bruttoinntekt i 1997 - Alle
 HELSE_E
 IOSKJONN Kj>nn
 KULLALDR IOs oppn dde alder i intervju ret
 UTDNIVAA IOs utdanningsniv 
 ANTPHUSH Antall personer i husholdet
 HELS13D Liker   f le trygghet for fremtiden
 VANLSYSS IO er vanligvis sysselsatt:
 TETTBYGD Tettbygd str k

HELS10A Opptatt av kunnskap om helse og medisin
 HELS10B Forsikring som sikrer rask behandling
 HELS22K Større konkurranse i helsetjenesten
 HELS22N Selv velge hvilket offentlig sykehus
 HELS22R Utgifter til helse trekkes fra pø selvan
 HELS22T Betale selv bør fø behandling før andre
 HELS22W Høre mer på hva pasientene mener

Estimation terminated at iteration number 3 because
 Log Likelihood decreased by less than ,01 percent.

-2 Log Likelihood	1318,346		
Goodness of Fit	1116,215		
Cox & Snell - R ²	,106		
Nagelkerke - R ²	,147		
	Chi-Square	df	Significance
Model	126,438	17	,0000
Block	126,438	17	,0000
Step	126,438	17	,0000

Classification Table for HELS24

The Cut Value is ,50

		Predicted				Percent Correct
		0	Ja			
		0	I	1		
Observed		+-----+-----+				
0	0	I	110	I	275	I 28,57%
		+-----+-----+				
Ja	1	I	84	I	655	I 88,63%
		+-----+-----+				
				Overall		68,06%

----- Variables in the Equation -----							
Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp (B)
VAR24	-,0003	4,147E-05	69,9029	1	,0000	-,2168	,9997
SPMB23	5,06E-05	,0002	,0517	1	,8201	,0000	1,0001
HELSE_E	,1091	,1705	,4093	1	,5223	,0000	1,1152
IOSKJONN	-,2668	,1398	3,6447	1	,0562	-,0337	,7658
KULLALDR	,0038	,0048	,6325	1	,4264	,0000	1,0038
UTDNIVAA	,1207	,1078	1,2525	1	,2631	,0000	1,1283
ANTPHUSH	,1063	,0555	3,6677	1	,0555	,0340	1,1122
HEL13D	-,1787	,3629	,2424	1	,6225	,0000	,8364
VANLSYSS	,2436	,1629	2,2364	1	,1348	,0128	1,2759
TETTBYGD	-,0214	,1607	,0177	1	,8942	,0000	,9789
HEL10A	,0909	,1396	,4235	1	,5152	,0000	1,0951
HEL10B	,7369	,1454	25,6905	1	,0000	,1281	2,0895
HEL22K	-,1078	,1543	,4881	1	,4848	,0000	,8978
HEL22N	-,3391	,1749	3,7589	1	,0525	-,0349	,7124
HEL22R	,0328	,1632	,0403	1	,8408	,0000	1,0333
HEL22T	-,1039	,2079	,2496	1	,6174	,0000	,9013
HEL22W	,0587	,2079	,0796	1	,7778	,0000	1,0604
Constant	,7213	,6149	1,3758	1	,2408		

D. Kapittel 8

Tabell 11 Priser for Storebrands Helse's forsikring per måned.(Gjelder ikke røykere og uten frivillige tilleggsforsikringer.)

Alder	Full avtale	Redusert avtale
0-14	192	148
15-19	267	206
20-24	270	208
25-29	270	208
30-34	295	227
35-39	344	265
40-44	382	294
45-49	455	350
50-54	557	429
55-59	691	532
60-64	888	683
65-69	1188	914
70-99	1534	1180

Prisene bestemmes på grunnlag av alder, om man ønsker full eller redusert forsikring, om man ønsker en eller begge de frivillige forsikringene, om man røyker regelmessig (da koster forsikringen 25% mer), eller om man allerede har en kjent sykdom slik at risikoen for sykdom er høyere for den personen enn for gjennomsnittet (etter nærmere vurdering vil man kunne få et tilbud men til en forhøyet pris).

Ved denne private forsikringen er man garantert innleggelse ved sykehus innen maksimalt 28 dager uansett behandlingstype. Forsikringen omfatter alle fysiske sykdommer og behandling (ikke øyeblikkelig hjelp) - også kroniske - livet ut. Forsikringen dekker alle utgifter til og fra behandlingsstedet, og alle utgifter til sykehuset og spesialister. Storebrand Helse har inngått en avtale med over 20 offentlige godkjente private sykehus i Norge, Sverige, Danmark, Tyskland og England. Etter henvisning fra vanlig lege kan man fritt velge spesialist eller ringe "Help line" - Storebrands egen telefon, for å finne fram til ønsket behandlingssted blant de sykehusene man blir tilbudt.