



Norsk Økonomisk Tidsskrift 116 (2002) s. 27-46

# Betalingsvillighet for behandlingsgaranti – en analyse av en befolkningsundersøkelse\*

Gry Stine Kopperud

---

## Sammendrag

Artikkelen undersøker med utgangspunkt i en befolkningsundersøkelse, betalingsvillighet i form av økt skatt for innføring av en juridisk bindende behandlingsgaranti. En slik behandlingsgaranti vil pålegge fylkeskommunen å betale for eventuell privat behandling i Norge eller i utlandet dersom de offentlige sykehusene ikke kan oppfylle ventetidsgarantien. Data er hentet fra Statistisk Sentralbyrås omnibusundersøkelse fra 1998 og estimeringsmetoden er logistisk regresjon. Gjennomsnittlig maksimal betalingsvillighet er utledet fra en forventet nytte modell for binære responsvariable. Den gjennomsnittlige maksimale betalingsvilligheten for en behandlingsgaranti på tre måneder estimeres til 4 363 kroner per år.

---

## 1 INNLEDNING

Mulighetene til behandling av sykdom og lidelser blir stadig bedre. Begrensede ressurser til å gjennomføre behandlingene, skaper debatt om prioriteringer av ressursbruk innen helsevesenet, og særlig omkring de vedvarende lange ventelister for behandling. Med bakgrunn i langtidsprogrammet 1986-89 ble det oppnevnt et utvalg, ledet av Inge Lønning, for å utrede prioriteringer innen helsevesenet<sup>1</sup>. Som følge av Lønning I ble det i 1990 innført «ventetidsgaranti», stipulert som seks måneders maksimal ventetid for behandling av «ikke øyeblikkelig hjelp» som behøver behandling «for å unngå konsekvenser på lang sikt». I videreføringen av Lønning I, Lønning II<sup>2</sup>, ble kriteriene for garanti strammet inn og maksimal ventetid ble redusert til tre måneder 1.juli 1997.

Lange ventetider har samtidig drevet fram en debatt omkring pasientenes rettigheter i helsevesenet. Professor Ståle Eskeland ble 1. september 1988 enga-

\* Jeg vil takke Tor Iversen for gode råd og veiledning. I tillegg vil jeg takke Lars-Erik Borge og tidsskriftets to anonyme konsulenter for gode merknader og forslag til forbedringer. Under dette arbeidet var jeg engasjert som studentassistent ved Senter for Helseadministrasjon, UiO og Frischsenteret. Engasjementet var finansiert gjennom bevilgning til Helseøkonomisk forskningsprogram (HERO) fra Norges forskningsråd. Jeg er alene ansvarlig for innholdet.

<sup>1</sup> NOU 1987:23, kalt Lønning I.

<sup>2</sup> NOU 1997:18

sjert av Sosial- og helsedepartementet som leder for et prosjekt med mandat å legge fram forslag til ny pasientrettighetslov<sup>3</sup>. I 1997 gav Sosial- og helsedepartementet ut et høringsnotat, hvor høringsinstansene ble bedt om å vurdere to alternative forslag til lovfesting av retten til nødvendig spesialisthjelp. Et alternativ innebar at retten til spesialisthjelp ble knyttet opp mot en juridisk bindende behandlingsgaranti. Pasienter som søker og har behov for behandling skal garanteres behandling innen en nærmere fastsatt tidsfrist. Fylkeskommunen gjøres juridisk behandlingsansvarlig overfor alle garantipasienter. Det andre alternativet, som ble vedtatt av Stortinget, knytter retten til spesialisthjelp opp mot tilstandens grad av alvorlighet. Pasientrettighetsloven trådte i kraft 1. januar 2001. Loven gir oss rett til nødvendig helsehjelp, men gjelder bare dersom pasienten kan ha forventet nytte av helsehjelpen, og kostnadene står i rimelig forhold til tiltakets effekt. Pasienter med henvisning til offentlig sykehus eller spesialistpoliklinikk, har rett til å få sin helsetilstand vurdert innen 30 virkedager fra henvisningen er mottatt, og det skal da gis informasjon om når behandlingen forventes gitt.

Norsk pasientregister (NPR) stiller hvert kvartal til disposisjon pasientdata og statistikk fra virksomheten ved somatiske sykehus. Tall fra NPR viser at gjennomsnittlig ventetid for samtlige pasienter per 31. august 2001 er 86 dager. Dette er en nedgang på 10 dager siden forrige tertial og en nedgang på fem dager fra samme periode året før. Totalt venter 274 781 personer på behandling. Av disse har 144 899 personer ventet mer enn tre måneder på behandling. 45 124 personer er tildelt rett til behandling, og 1 428 personer er registrert med brudd på den gamle tre måneders behandlingsgarantien. Antall ordinært avviklede henvisninger er 249 856 pasienter. Dette innebærer en økning på 11,6% i forhold til samme periode året før.

Det hevdes i Kristoffersen og Piene (1997) at legene ikke oppfatter ventetidskriteriene som operasjonelle. Kriteriene for å få ventetidsgarantien bygger ofte på mangelfulle pasientopplysninger i forhold til lidelsen, samtidig som at veiledningsmaterialet fra departementet ikke oppfattes som fyllestgjørende nok. De hevder også at det brukes ulikt medisinsk skjønn i prioriteringen mellom pasienter. Siden dagens garantibegrep ikke sikrer befolkningen rett til behandling ved alvorlig sykdom, vil det være interessant å finne befolkningens betalingsvillighet for en slik lovfestet rett skissert som et alternativ til gjeldende lovfesting av nødvendig spesialisthjelp.

I helsesektoren er det vanskelig å avdekke folks verdsetting av et gode siden egenbetalingen kun utgjør en liten del av den totale kostnaden med å bringe godet til veie. Innenfor offentlig sektor brukes ventelister som rasjoneringsverktøy for knappe ressurser heller enn prismekanismen. Når prismekanismen ikke fungerer som et rasjoneringsverktøy for knappe goder, er det aktuelt å gjennomføre betalingsvillighetsstudier. Ved mangel på markedsobservasjoner eller annen informasjon som direkte eller indirekte avslører befolkningens prefe-

<sup>3</sup> Forslagene ble framsatt i NOU 1992:8 «Lov om pasientrettigheter».

---

Betalingsvillighet for behandlingsgaranti – en analyse av en befolkningsundersøkelse

ranser, konstrueres hypotetiske situasjoner som respondentene så blir bedt om å godta, eller selv sette en pris de maksimalt er villige til å betale. Betalingsvillighetsstudier avdekker dermed egenskaper ved folks etterspørsel etter tjenester.

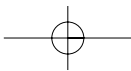
I litteraturen er det flere studier av betalingsvillighet for helsetjenester. Johannesson et al (1993) finner en gjennomsnittlig betalingsvillighet på 800 SEK per måned for en type behandling som reduserer blodtrykket. I Johannesson et al (1998) får den svenske befolkningen valget mellom ulike alternative helseforsikringer. Med kun en tilgjengelig forsikringskontrakt var utvalgets gjennomsnittlige betalingsvillighet for seks ukers ventegaranti 2000 SEK. Olsen og Hofoss (2000) ønsker å finne befolkningens vilje til å betale mer i øremerkede skatter for å finansiere en eventuell utvidelse av helsevesenet. De finner at gjennomsnittlig betalingsvilje varierer mellom 1314 og 1912 kroner, avhengig av spørsmålsformuleringen. Bishai og Lang (2000) baserte sin studie av betalingsvillighet for redusert ventetid for «grå stær» operasjoner på innsamlede data fra Canada, Danmark og Spania. De estimerte tapet av konsumentoverskudd per pasient som følge av ventetid til å være \$128 i Canada, \$160 i Danmark og \$243 i Spania.

Jeg undersøker i denne artikkelen, med utgangspunkt i et representativt utvalg av befolkningen, individenes betalingsvillighet for å unngå helsekø. Med utgangspunkt i metoden for betinget verdsetting blir utvalget spurt om de er villige til å betale et oppgitt beløp i ekstra skatt for å være omfattet av en juridisk bindende helseforsikring. Problemstillingene er motivert ut fra dagens behandlingsgaranti, en garanti som ikke er juridisk bindende. Formålet med analysen er å beregne befolkningens betalingsvillighet for innføring av en juridisk plikt til å behandle pasienter innen 3 måneder. I tillegg vil jeg vise hvilke faktorer som bestemmer dette utvalgets betalingsvillighet.

Artikkelen er strukturert som følger. I del 2 beskrives et enkelt teoretisk rammeverk. Det utledes en enkel forventet nyttemodell for to ulike helsetilstander: Syk og frisk. Fra den teoretiske modellen utledes det i del 3 hypoteser for betalingsvillighet for en behandlingsgaranti. Del 4 presenterer kort datamaterialet. Den statistiske metoden og estimeringsmåten omtales i del 5, mens estimeringsresultatene presenteres i del 6. Diskusjon av modellens resultater gis i del 7.

## 2 ET ENKELT TEORETISK RAMMEVERK

Modellen fokuserer på betalingsvillighet for å unngå helsekø. Tiden i helsekø defineres som den tiden pasienten opplever som eksplisitt ventetid før behandling, og den tid pasienten er under medisinsk behandling. Fra et velferds-teoretisk synspunkt vil individene foretrekke kortere framfor lengre ventetid. 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 helseplager og misnøye. Jeg antar at individet er risikoavers. Individet er i en av to mulig helsetilstander, en frisk tilstand eller en syk tilstand.



Som syk må individet behandles på sykehus. (Sykdommen antas lik for alle individer. Alle andre helsetilstander og sykdommer ignoreres.) Individet gis mulighet til å kjøpe en forsikring, som ved sykdom garanterer individet en maksimal ventetid på tre måneder for behandling. Behandling gis i følge forsikringstermene. Jeg ser bort fra at individene kan kjøpe individuelle helse-tjenester eller helseforsikringer i tillegg til denne helseforsikringen. Videre har individet nytte av en tilstandsuavhengig inntekt og helsetilstand. Jeg ønsker å konsentrere meg om ventetiden, og antar derfor at individets helse er gitt. Individet er enten friskt eller sykt. Folks holdninger til hvem som framskaffer helsetjenesten (det offentlige eller private) og hvordan helsetjenesten finansieres ignoreres.

Som i Johannesson et al (1998) er individets (indirekte) nyttefunksjon på tids-punkt  $t$  gitt ved:

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

er tilstandsuavhengig inntekt, og  $h_i$  er en helseindeks,  $i = f, s$  hvor  $f$  betegner den friske tilstanden, og  $s$  betegner den syke tilstanden. Grensenytten av inntekt er positiv,  $u_f(t) > u_s(t) > 0$ , og avtagende for alle  $t$ .

Jeg betrakter en tidsperiode med lengde  $T^*$ . Sannsynligheten for at individet holder seg friskt gjennom hele denne tidsperioden er  $\pi > 0$ , og sannsynligheten for at individet blir sykt og havner i helsekø er dermed  $(1-\pi)$ . For et individ med helsetilstand  $s$  vil gjennomsnittlig behandlingstid, gitt at individet får behandling innen behandlingsgarantien, være  $T^M$  dager. Ved brudd på behandlingsgarantien vil gjennomsnittlig behandlingstid være  $T^W$  dager,  $T^* > T^W > T^M > 0$ .  $T^M$  og  $T^W$  er eksogent gitt for individet. Sannsynligheten for at det ikke gjøres brudd på behandlingsgaranti betegnes med  $p > 0$ , og sannsynligheten for brudd på garantien er dermed  $(1-p)$ . 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.  $\mu(t)$  er en strengt positiv diskonteringsfaktor, den er ikke økende i  $t$ , med  $\mu(0) = 1$ .

For tidsperioden  $[0, T^*]$  er individets nåverdi av nytte som friskt:

$$U(Y, h_f) = \int_0^{T^*} u[Y, h_f(t)] \mu(t) dt \quad (1)$$

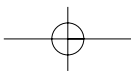
Ved sykdom er nytten med behandling innen garantitiden:

$$V(Y, h_f, h_s) = \int_0^{T^M} u[Y, h_s(t)] \mu(t) dt + \int_{T^M}^{T^*} u[Y, h_f(t)] \mu(t) dt \quad (2)$$

Nytten ved sykdom uten behandling innen garantitiden er da:

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

Fra (1) - (3) har vi at  $U > V > W > 0$ .



Betalingsvillighet for behandlingsgaranti – en analyse av en befolkningsundersøkelse

Individet gis mulighet til å kjøpe en juridisk bindende helseforsikring til  $OP$  kroner gjeldende for perioden  $[0, T^*]$ . Garantien garanterer behandling innen tre måneder. Forventet nytte til et individ som *kjøper* helseforsikring for perioden  $[0, T^*]$  vil være:

$$E(\mathcal{U}|kjøper) = \pi U(Y - OP, h_f) + (1 - \pi)V(Y - OP, h_f, h_s) \quad (4)$$

Forventet nytte til et individ som *ikke kjøper* helseforsikring i tidsperioden  $[0, T^*]$  kan uttrykkes:

$$E(\mathcal{U}|ikke kjøper) = \pi U(Y, h_f) + (1 - \pi)[pV(Y, h_f, h_s) + (1 - p)W(Y, h_f, h_s)] \quad (5)$$

Jeg antar at individet vil ønske å kjøpe helseforsikring til  $OP$  kroner hvis forventet neddiskontert nytte med forsikring er større eller lik den forventede neddiskonterte nytte uten forsikring:  $\Delta \mathcal{U}^E = E(\mathcal{U}|kjøper) - E(\mathcal{U}|ikke kjøper) \geq 0$ . Altså:

$$\Delta \mathcal{U}^E = \pi U(Y - OP, h_f) + (1 - \pi)V(Y - OP, h_f, h_s) - \pi U(Y, h_f) - (1 - \pi)[pV(Y, h_f, h_s) + (1 - p)W(Y, h_f, h_s)] \geq 0 \quad (6)$$

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

$V(Y, h_f, h_s)$  gir  $U(Y - OP, h_f) = U(Y, h_f) - U'_Y OP$ , hvor  $U'_Y = \frac{\partial U(Y, h_f)}{\partial Y}$  og

$V(Y - OP, h_f, h_s) = V(Y, h_f, h_s) - V'_Y OP$ , hvor  $V'_Y = \frac{\partial V(Y, h_f, h_s)}{\partial Y}$ . Ved innsetting i (6) får vi:

$$\Delta \mathcal{U}^E = \pi[U(Y, h_f) - U'_Y OP] + (1 - \pi)[V(Y, h_f, h_s) - V'_Y OP] - \pi U(Y, h_f) - (1 - \pi)[pV(Y, h_f, h_s) + (1 - p)W(Y, h_f, h_s)] \geq 0 \quad (7)$$

Individets maksimale betalingsvillighet ( $OP^*$ ) for kontrakten finnes ved å løse (7) for  $OP$  med  $\Delta \mathcal{U}^E = 0$ :

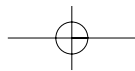
$$OP^* = \frac{(1 - \pi)(1 - p)[V(Y, h_f, h_s) - W(Y, h_f, h_s)]}{\pi U'_Y + (1 - \pi)V'_Y} \quad (8)$$

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

$$OP^* = f(Y, h_f, h_s, p, \pi) \quad (9)$$

### 3 HYPOTESER

Komparativ statikk er gjort på vanlig vis, ved å totaldifferensiere (8). Effekten på  $OP^*$  finnes ved å løse for de eksogene variablene som endres.

*En endring i inntekten.*

$$\frac{dOP^*}{dY} = \frac{(1-\pi)(1-p)[V'_y - W'_y] - [\pi U''_{yy} + (1-\pi)V''_{yy}]OP^*}{[\pi U'_y + (1-\pi)V'_y]} > 0 \quad (10)$$

Fra (10) ser vi at effekten av endring i inntekt avhenger av grensenytten av penger som syk med ( $V'_y$ ) eller uten ( $W'_y$ ) behandling innen garantitiden. I følge Viscusi og Evans (1990) reduserer sykdom/skade grensenytten av inntekt, så  $U'_y > V'_y$ . Tilsvarende antar jeg at grensenytten av inntekt som syk med behandling innen garantitiden er større enn grensenytten av inntekt som syk uten behandling i garantitiden. Dermed er  $U'_y > V'_y > W'_y > 0$ . Siden grensenytten av inntekt er positiv men avtagende er  $[\pi U''_{yy} + (1-\pi)V''_{yy}]OP^*$  negativ. Telleren i (10) er positiv. Nevneren er også positiv siden grensenytten av inntekt i begge tilstander er positiv. Det følger dermed at økt inntekt øker individenes betalingsvillighet for helseforsikringen.

*En forbedring av helsetilstand som syk.*

$$\frac{dOP^*}{dh_s} = \frac{(1-\pi)(1-p)[V'_h - W'_h] - OP^*(1-\pi)V''_{yh}}{[\pi U'_y + (1-\pi)V'_y]} < 0 \quad (11)$$

Effekten av en endring i helsetilstanden som syk avhenger av grensenytten av helsetilstand som syk med behandling innen garantitiden ( $V'_h$ ) og grensenytten av helsetilstand som syk uten behandling innen garantitiden ( $W'_h$ ). Siden forbedring av helsetilstanden som syk får betydning i en lengre periode hvis det ikke gis behandling innen garantitiden, vil  $W'_h > V'_h > 0$ . Med bakgrunn i Viscusi og Evans (1990) antar jeg videre at  $V''_{yh} > 0$ . Telleren er dermed negativ. Siden nevneren er positiv, har jeg fra (11) at bedre helsetilstand som syk, vil redusere betalingsvilligheten for forsikringen.

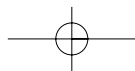
*En endring i sannsynlighet for behandling innenfor median ventetid.*

$$\frac{dOP^*}{dp} = \frac{-(1-\pi)[V - W]}{[\pi U'_y + (1-\pi)V'_y]} < 0 \quad (12)$$

Som tidligere antatt er den neddiskonterte nytten som syk gitt behandling innen garantitiden ( $V$ ) større enn den neddiskonterte nytten av å være syk gitt behandling etter garantiperiodens utløp ( $W$ ). Telleren i (12) er dermed negativ, og nevneren er positiv. En økning i sannsynligheten for å få behandling vil redusere betalingsvilligheten for helseforsikring.

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

$$\frac{dOP^*}{d\pi} = \frac{-(1-p)[V - W] - OP^*[U'_y - V'_y]}{[\pi U'_y + (1-\pi)V'_y]} < 0 \quad (13)$$



---

Betalingsvillighet for behandlingsgaranti – en analyse av en befolkningsundersøkelse

Det første leddet i telleren er negativt siden  $V$  er større enn  $W$ . Det andre leddet i telleren viser differansen i grensenytte av inntekt som frisk og som syk gitt behandling i garantitiden. Viscusi og Evans (1990) viser at grensenytten av inntekt som frisk er større enn grensenytten av inntekt som syk. Klammeparentesen er dermed positiv. Telleren i (13) er negativ, mens nevneren er positiv. En økning i sannsynligheten for å være frisk i neste periode vil dermed redusere betalingsvilligheten for den juridisk bindende kontrakten.

#### 4 DATA OG BESKRIVENDE STATISTIKK

På oppdrag av Senter for helseadministrasjon inkluderte Statistisk sentralbyrå (SSB) i omnibusundersøkelsen våren 1998, spørsmål om verdsetting og prioritering av helse og helsetjenester. Til intervju ble det trukket et representativt utvalg på i alt 2 000 personer i alderen 16–79 år. Av disse ble det oppnådd intervju med 1 342 personer, dvs. 67,4 %.

Den avhengige variabelen i analysen uttrykkes ved følgende ja/nei 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 tilfeldig delt inn i fem like store undergrupper. De oppgitte skattebeløpene var 500, 1 000, 2 000, 3 000 eller 5 000 kroner, hvor personer i samme underutvalg fikk oppgitt det samme skattebeløpet.

Fra tabell 1 ser vi at utvalget består av 49% menn, og gjennomsnittlig alder er 42 år. Utvalgets gjennomsnittlige brutto husholdningsinntekt er 336 000 kroner. Det er gjennomsnittlig 2,9 personer i hver husholdning. Tre av fire vurderer sin egen helse i alminnelighet som god eller meget god. 27% har utdanning på høyskole-, universitet- eller forskernivå. 6% bor i en forsøkskommune for fastlegeordningen. Hele 54% jobber i gjennomsnitt mer enn 35 timer per uke. Halve utvalget ønsker forsikring som sikrer rask behandling, og 87% sier de sykeste bør behandles først. 72% av de spurte ønsker mer konkurranse i helsesektoren. 80% mener at pasienter selv bør få velge offentlig sykehus. 83% av de som fikk oppgitt 500 kroner som årlig skattebeløp, aksepterte å betale for behandlingsgarantien. Det samme gjorde 75% av de som fikk oppgitt 1 000 kroner som årlig skatt, 61% av de som fikk oppgitt 2 000 kroner som årlig skatt, 58% av de som fikk oppgitt 3 000 kroner som årlig skatt, og 49% av de som fikk oppgitt 5 000 kroner som årlig skatt<sup>4</sup>. Som forventet er andelen som aksepterer å betale for behandlingsgarantien lavere jo høyere skatten er. Totalt aksepterer 63,8% å betale oppgitt skattebeløp for behandlingsgarantien. Andel «vet ikke» lå rundt 2,5%. Disse og «missing values» ble ekskludert fra estimeringen. Totalt svarte

<sup>4</sup> Se Botten og Aasland (2000) for en nærmere analyse av befolkningsutvalgets holdning til helsepolitiske spørsmål.

Tabell 1. Beskrivelse av utvalget med standardavvik i parentes.

Variabel	Forklaring	For binære variable: For kontinuerlige variable: gjennomsnitt (Standardavvik)	Antall observasjoner
Kjønn	=1 hvis mann	0,49 (0,5)	1 342
Inntekt	Brutto husholdningsinntekt, varierer fra 0 til 10 000 i 1 000-kroner	336,0 (363,1)	1 328
Alder	Variierer fra 16 til 79 på intervjudtidspunktet	42,1 (16,8)	1 342
Husholdningens størrelse	Husholdningens størrelse varierer fra 1 til 8	2,86 (1,37)	1 342
Meget god helse	=1 hvis meget god selvopplevd helse	0,35 (0,48)	1 342
God helse	=1 hvis god selvopplevd helse	0,43 (0,50)	1 342
Middels helse	=1 hvis middels god selvopplevd helse	0,17 (0,38)	1 342
Dårlig helse	=1 hvis dårlig selvopplevd helse	0,04 (0,2)	1 342
Meget dårlig helse	=1 hvis meget dårlig selvopplevd helse	0,01 (0,1)	1 342
Fastlegekommune	=1 hvis personen bor i en fastlegekommune	0,06 (0,24)	1 342
Ukentlig arbeidstid	=1 hvis gjennomsnittlig ukentlig arbeidstid er over 35 timer per uke	0,54 (0,50)	1 342
Ungdomsskole	=1 hvis utdanning opp til ungdomsskolenivå	0,17 (0,38)	1 307
Videregående skole	=1 hvis utdanning opp til videregående skole	0,54 (0,49)	1 307
Høgskole / universitet	=1 hvis utdanning opp til høgskole-, universitet-, eller forskernivå	0,27 (0,44)	1 307
Helseforsikring	=1 ønsker forsikring som sikrer rask behandling	0,5 (0,50)	1 263
Behandlingsrekkefølge	=1 ønsker at de sykeste skal behandles først	0,87 (0,33)	1 318
Konkurranse	=1 ønsker større konkurranse i helsetjenesten	0,72 (0,45)	1 304
Offentlig sykehus	=1 ønsker selv å velge offentlig sykehus	0,80 (0,40)	1 335
OP = 500	=1 ønsker å betale 500 kroner i økt skatt for ordningen	0,83 (0,38)	282
OP = 1 000	=1 ønsker å betale 1 000 kroner i økt skatt for ordningen	0,75 (0,43)	248
OP = 2 000	=1 ønsker å betale 2 000 kroner i økt skatt for ordningen	0,61 (0,49)	263
OP = 3 000	=1 ønsker å betale 3 000 kroner i økt skatt for ordningen	0,58 (0,49)	255
OP = 5 000	=1 ønsker å betale 5 000 kroner i økt skatt for ordningen	0,49 (0,50)	256



1 304 personer ja/nei til betalingsvillighetsspørsmålet. Disse observasjonene ble brukt til å estimere gjennomsnittlig betalingsvillighet med bare årlig skattebeløp som forklaringsvariabel.

## 5 STATISTISK METODE OG ESTIMERING

Denne analysen bygger på metoden for betinget verdsetting. Metoden ble først brukt i miljøøkonomi av Davis (1963) i en studie av jegere i Main. 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), og baseres på individenes subjektive nytte.

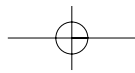
Den teoretiske modellen fra kapittel 2 er deterministisk. Avvik fra forventningsverdien kan komme av ikke-observerbare og stokastiske variasjoner i for eksempel smak. Jeg ønsker derfor å introdusere stokastikk, og tar utgangspunkt i nyttefunksjonen fra del 2 (Green (2000)). Som før har individet valget mellom to mulige tilstander,  $j = 1, 2$ , hvor 1 betegner en tilstand med forsikring, og 2 betegner en tilstand uten forsikring. Jeg antar videre at individet ønsker å kjøpe helseforsikring hvis den forventede nytten med helseforsikring er større enn forventet nytte uten forsikring. Individets stokastiske nyttefunksjon:

$$\tilde{V}_j = \tilde{U}_j(X) + \varepsilon_j \quad (14)$$

$\tilde{V}_j$  er individets stokastiske nyttefunksjon.  $\tilde{U}_j(X)$  er den forventede nyttefunksjonen fra likning (4) og (5). Jeg antar en lineær sammenheng mellom nytten og forklaringsvariablene:  $\tilde{U}_j(X) = \alpha_j + \beta_j X$  hvor  $X$  er en vektor av variabler som vil påvirke individets nytte, som for eksempel forsikringspremien (OP), med koeffisient  $\beta_j$ .  $\alpha_j$  er konstantleddet.  $\varepsilon_j$  er et stokastisk restledd, med forventningsverdi lik null. Sannsynligheten for å akseptere en kontrakt avhenger av størrelsen på individets forventede nyttegevinst ved forsikring. Kontrakten aksepteres hvis:

$$\Delta \tilde{V} \equiv \tilde{V}_1 - \tilde{V}_2 \equiv \tilde{U}_1(X) - \tilde{U}_2(X) + \varepsilon_1 - \varepsilon_2 > 0 \quad (15)$$

Jeg ønsker å undersøke hvor høy individenes betalingsvilje for behandlingsgaranti er, og hva som påvirker individenes betalingsvilje. Den avhengige variabelen kan ta verdiene *ja* eller *nei*, og er følgelig en binær responsvariabel. Jeg betrakter en binær variabel  $Y$ .  $Y=1$  indikerer at individet vil kjøpe helseforsikring hvis  $\Delta V > 0$ ,  $Y=0$  ellers. For å kunne si noe om kontrakten aksepteres eller ikke, spesifiseres en sannsynlighet  $P$  for akseptering,  $P \in [0, 1]$ . Sannsynligheten for å akseptere øker når individets forventede nytte øker. Sannsynligheten for at individet *vil kjøpe* helseforsikringen er:



Norsk Økonomisk Tidsskrift nr. 1 - 02

$$P(Y = 1) = P(\Delta\check{V} > 0) = P(\alpha + \beta X > \varepsilon) = F(\alpha + \beta X) = F(\Delta\check{V}^E) \quad (16)$$

hvor  $\alpha = \alpha_1 - \alpha_2$ ,  $\beta = \beta_1 - \beta_2$  og  $\varepsilon = \varepsilon_2 - \varepsilon_1$ . Av (8) defineres følgende:

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

$$\alpha \equiv (1-\pi)(1-p)[V(Y, h_f, h_s) - W(Y, h_f, h_s)]$$

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

(8) kan dermed skrives:

$$\Delta\check{V}^E = \alpha + \beta OP^* \quad (17)$$

Når  $\Delta\check{V}^E = 0$  kan  $OP^*$  kalkuleres direkte

$$OP^* = -\frac{\alpha}{\beta} \quad (18)$$

Den beregnede maksimale betalingsviljen i (18) er felles for alle respondentene.

Flere forklaringsvariabler kan påvirke individenes maksimale betalingsvillighet. Ved å utvide modellen kan jeg dermed forvente å få ulike estimat på gjennomsnittlig maksimal betalingsvillighet. (17) kan utvides til:

$$\Delta\check{V}^E = \hat{\alpha} + \beta OP^* + \delta N \quad (19)$$

hvor  $\hat{\alpha}$  er et nytt konstantledd, N er en ny uavhengig variabel, og  $\delta$  er den tilhørende variabelens koeffisient.  $\Delta\check{V}^E$  og  $\beta OP^*$  har samme tolkning som før. For på nytt å kalkulere  $OP^*$  settes  $\Delta\check{V}^E = 0$ , og jeg får:

$$OP^* = -\frac{\hat{\alpha} + \delta N}{\beta} \quad (20)$$

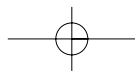
Det framgår av den beregnede betalingsvilligheten varierer mellom respondentene fordi verdien på den uavhengige variabelen N varierer. Ved å sette inn gjennomsnittet av N i (20) vil  $OP^*$  betegne utvalgets gjennomsnittlige betalingsvillighet.

Ved binære responsvariable er logit og probit modeller de mest brukte modellrammene i økonometriske analyser. I de fleste anvendelser gir valget av modell ingen resultatmessige forskjeller. Tidligere var logistisk regresjon mest utbredt, men med bedre databehandlingsprogram økes bruken av probit modeller.

I denne analysen antas  $\varepsilon$  logistisk fordelt. Da vil  $F(\Delta\check{V}^E) = \frac{e^{\Delta\check{V}^E}}{1 + e^{\Delta\check{V}^E}}$ . Den logistiske

funksjonen estimeres ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsmetoden.  $F(\Delta\check{V}^E)$  og  $n$  uavhengige observasjoner leder fram til likelihoodfunksjonen:

$$L = \prod_{i=1}^n F(\Delta\check{V}^E)^{Y_i} [1 - F(\Delta\check{V}^E)]^{1-Y_i} \quad (21)$$



Logaritmen til likelihoodfunksjonen gir:

$$\text{Log}L = \sum_{i=1}^n \{Y_i \log F(\Delta \tilde{V}^E) + (1 - Y_i) \log (1 - F(\Delta \tilde{V}^E))\} \quad (22)$$

Ved hjelp av Newton's metode maksimeres sannsynligheten for det observerte samplet gitt den spesifiserte modellen.

## 6 RESULTATER

Regresjonens avhengige variabel, *betale for ordningen eller ikke*, er registrert som en binær variabel, med verdi lik 1 hvis svaret er *JA* og lik 0 hvis *NEI*. Totalt estimeres 4 modeller. Modell 1 estimeres med en høyresidevariabel, verdi av årlig skatt man blir bedt å ta et standpunkt til. Fra denne modellen kan jeg estimere utvalgets maksimale betalingsvillighet direkte. Modell 2 tester den teoretiske modellens hypoteser. Høyresidevariablene er selvopplevd helse, gjennomsnittlig ventetid for behandling målt i antall dager og husholdningens brutto inntekt. Modell 3 inkluderer i tillegg individspesifikke variable som kjønn, antall personer i husholdningen, gjennomsnittlig arbeidstid, utdanningsnivå, og alder. Modell 4 utvides med fire holdningsvariable: Ønske om helseforsikring, ønske om selv å bestemme sykehuset, om de sykeste bør behandles først og ønske om økt konkurranse i helsevesenet. I tillegg ønsker jeg en variabel som tar hensyn til organiseringen av allmennlegetjenesten. Jeg tror at individer i fastlegeordningen har lavere betalingsvillighet for en behandlingsgaranti, siden fastlegeordningen blant annet skal skape et tettere lege/pasient forhold og dermed bedre oppfølging av pasientene. I modell 4 har jeg derfor inkludert en binær variabel for om individet bor i fastlegekommune<sup>5</sup>. Estimeringen gjøres i dataprogrammet Limdep 7.0. Resultatene er gjengitt i tabell 2.

I modell 1 er OP den eneste forklaringsvariabel. En høyere skatt fører til en mindre sannsynlighet for at ordningen aksepteres. Den estimerte effekten er statistisk signifikant. Den gjennomsnittlige estimerte betalingsvilligheten er 4 363 kroner.

Modell 2 tester den teoretiske modellens hypoteser. I følge Moum et al (1991) vil det være godt samsvar mellom individenes egenvurdering av helse og det en «objektiv» medisinsk vurdering ville ha kommet fram til. Selvopplevd helse fokuserer ikke på spesifikke helsedimensjoner, og er i følge Fylkesnes (1991) et utbredt og troverdig mål på individenes helse. Maddox og Douglas (1973) fant at selvopplevd helse var i samsvar med «objektiv» medisinsk vurdering i 60% av vurderingstilfellene. Det viste seg også at selvopplevd helse var et bedre mål på fremtidig helsetilstand enn «objektiv» medisinske vurdering. Jeg antar derfor at

<sup>5</sup> Fire utvalgte Norske kommuner var i perioden 1993 til 1996 med i et fastlege forsøk. De fire kommunene var Tromsø, Trondheim, Lillehammer og Åsnes. Kommunene tilbød alle innbyggerene i kommunene et fast lege/pasientforhold. Alle de fire kommunene valgte å beholde ordningen også etter forsøksperioden.

Norsk Økonomisk Tidsskrift nr. 1 - 02

Tabell 2. Estimeringsresultatene av de logistiske modellene med standardavviket i parentes.

Variable	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Konstantledd	1.402 <sup>a</sup> (0.120)	1.203 <sup>a</sup> (0.375)	1.088 <sup>b</sup> (0.494)	0.468 (0.580)
Verdi av årlig skattebeløp, OP	-0.0003 <sup>a</sup> (0.00004)	-0.0003 <sup>a</sup> (0.00003)	-0.0003 <sup>a</sup> (0.00003)	-0.0003 <sup>a</sup> (0.0004)
Oppfattet helsetilstand		0.290 <sup>b</sup> (0.145)	0.155 (0.154)	0.184 (0.167)
Gjennomsnittlig ventetid i bostedsfylket		-0.002 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.004 (0.004)
Brutto husholdningsinntekt mellom 200 000 og 500 000 kroner		0.263 <sup>c</sup> (0.136)	0.135 (0.152)	0.077 (0.166)
Brutto husholdningsinntekt over 500 000 kroner		0.372 <sup>b</sup> (0.188)	0.148 (0.218)	0.086 (0.236)
Kjønn			-0.291 <sup>b</sup> (0.131)	-0.325 <sup>b</sup> (0.141)
Husholdningens størrelse			0.094 <sup>c</sup> (0.052)	0.111 <sup>b</sup> (0.055)
Ukentlig arbeidstid			0.334 <sup>b</sup> (0.144)	0.303 <sup>c</sup> (0.156)
Videregående skole			0.241 (0.170)	0.208 (0.182)
Høgskole / universitet			0.351 <sup>c</sup> (0.197)	0.360 <sup>c</sup> (0.213)
Alder			-0.003 (0.004)	0.003 (0.005)
Fastlegekommune				0.378 <sup>a</sup> (0.144)
Helseforsikring				0.753 <sup>a</sup> (0.144)
Offentlig sykehus				-0.343 <sup>b</sup> (0.172)
Behandlingsrekkefølge				0.384 <sup>b</sup> (0.193)
Konkurranse				-0.179 (0.153)
Antall	1 304	1 304	1 274	1 157
Log likelihood	-801.9849	-796.0040	-763.8615	-672.0167
Goodness of fit: McFadden's LRI	4.84%	5.64%	7.50%	9.03%
Funksjonsform: LR test	77.787 <sup>a</sup>	89.748 <sup>a</sup>	114.546 <sup>a</sup>	144.075 <sup>a</sup>
Helnigsrestriksjoner: Modell 1 og 2 LR test		11.96 <sup>a</sup>		
Modell 2 og 3 LR test			64.29 <sup>a</sup>	
Modell 3 og 4 LR test				183.69 <sup>a</sup>
Betalingsvillighet	4 363	4 351	4 320	4 429

<sup>a</sup>, <sup>b</sup>, <sup>c</sup> signifikante på henholdsvis 1%, 5% og 10% nivå.

---

Betalingsvillighet for behandlingsgaranti – en analyse av en befolkningsundersøkelse

---

oppfattet helsetilstand i dag er en god tilnærming til individets framtidig helsetilstand, og indikerer individets sannsynlighet for å holde seg frisk i neste periode. Variabelen *oppfattet helsetilstand* brukes derfor til å teste hypotesen «økt sannsynlighet for å være frisk i neste periode reduserer betalingsvilligheten». Variabelen er konstruert som en binær variabel. Når oppfattet helsetilstand er god eller meget god har variabelen fått verdi lik 1, 0 ellers. Jeg tester hypotesen «økt sannsynlighet for behandling vil reduserte individenes betalingsvillighet» ved hjelp av variabelen for gjennomsnittlig antall ventedager før behandling i individets bostedsfylke. Hypotesen «økt inntekt øker betalingsvilligheten» testes ved hjelp av to binære variabler, en binær variabel for brutto husholdningsinntekt mellom 200 000 og 500 000 kroner, og en binær variabel for de med inntekter over 500 000 kroner. Referanseindividet har middels, dårlig eller meget dårlig helse, og brutto husholdningsinntekt opp til 200 000 kroner. Estimeringsresultatene i modell 2 viser signifikant høyere betalingsvillighet jo bedre oppfattet helsetilstand. Individuer med inntekter mellom 200 000 og 500 000 kroner og inntekter over 500 000 kroner har signifikant høyere sannsynlighet for å akseptere kontrakten enn individer med inntekter under 200 000 kroner. Gjennomsnittlig estimerte betalingsvillighet er 4 351 kroner.

Andre spesifikke individkjenntegn er inkludert i modell 3. Referanseindividet er, i tillegg til modell 2, kvinne, jobber i gjennomsnitt under 35 timer per uke og har utdanning på ungdomsskolenivå. Estimeringen viser at menn har signifikant lavere betalingsvillighet enn kvinner. Betalingsvilligheten øker signifikant med antall medlemmer i husholdningen. Individuer med gjennomsnittlig arbeidstid over 35 timer og individer med utdanning fra høyskole og universitet har signifikant høyere sannsynlighet for å akseptere kontrakten. Den gjennomsnittlige estimerte betalingsvilligheten er 4 320 kroner.

Modell 4 inneholder i tillegg til modell 3 individspesifikke holdningsspørsmål. Individuer som bor i en fastlegekommune har signifikant høyere sannsynlighet for å akseptere kontrakten. Den samme signifikante effekten finner jeg blant individer som ønsker å tegne helseforsikring og blant individer som mener at de sykeste skal behandles først. Individuer som selv ønsker å velge behandlingssted, har signifikant lavere sannsynlighet for å akseptere kontrakten. Modellens maksimale betalingsvilje er estimert til 4 429 kroner.

Oppfattet helsetilstand, brutto husholdningsinntekt mellom 200 000 og 500 000 kroner og brutto husholdningsinntekt over 500 000 kroner er statistisk signifikante forklaringsvariable i modell 2. Når individkjenntegn (modell 3) og holdningsspørsmål (modell 4) inkluderes i analysene, finner jeg ikke lengre statistiske signifikante effekter av disse variablene. Effektene er ikke stabile. Den teoretiske modellens hypoteser begrunner valget av variable i modell 2. Som følge av de teoretiske hypotesene beholdes variablene fra modell 2 til tross for manglende statistisk signifikante effekter i modell 3 og modell 4.

I følge hypotesen utledet i del 3, vil betalingsvilligheten være høyere jo dårligere individets helse er. Den empiriske modellen viser det motsatte. Jo

bedre individets helse er, jo høyere er betalingsvilligheten. I denne undersøkelsen er god helse positivt korrelert med både inntekt og utdanning. Denne positive korrelasjonen kan være en årsak til at jeg verken oppnår den forventede effekten på betalingsviljen, eller en stabil effekt av selvopplevd helse. I tillegg finner jeg at høy inntekt er positivt korrelert med utdanning og høy arbeidstid. Dette kan være en årsak til manglende signifikante effekter av inntekt i modell 3 og modell 4.

Ved hjelp av Likelihood Ratio-testen (LR) testes modellens forklaringskraft. LR er definert som  $[-2(\ln L_r - \ln L)]$  og er kji-kvadrat fordelt med  $K-1$  frihetsgrader, der  $K$  er antall parametre i modellen.  $\ln L_r$  er den estimerte verdien av sannsynligheten for det observerte utfallet når kun konstantleddet inngår,  $\ln L$  er tilsvarende når alle variablene inngår i modellen. Stor LR innebærer at de uavhengige variablene bidrar til å øke sannsynligheten for det observerte utfallet. For modellene 1, 2, 3 og 4 er LR signifikant på mindre enn 1% nivå, og hypotesen om at de uavhengige variablene ikke bidrar til modellens forklaringskraft, kan forkastes. LR testen brukes også for å teste om log Likelihood signifikant endres ved å øke antall forklaringsvariable. Fra tabell 2 ser jeg at modell 4 signifikant øker log Likelihood fra modell 3 ( $LR = 183,69$ ). McFaddens Likelihood

Ratio Indeks (LRI) defineres som  $\left[1 - \frac{\ln L_r}{\ln L}\right]$ , og er en indikator for hvor mye modellen bidrar til sannsynligheten for det observerte utfallet. Fra tabell 2 ser vi at LRI også øker når antallet forklaringsvariable øker. For modell 4 er LRI 9%.

En log-lineær modellspesifikasjon ekskluderer negativ betalingsvillighet<sup>6</sup>. Spesifikasjonen sikrer positiv betalingsvillighet og tillater at sannsynligheten for å finne individer med null betalingsvillighet er større enn null. I dette utvalget varierer den beregnede maksimale betalingsvilligheten fra 4 320 i modell 3 til 4 429 i modell 4, noe som tilsvarer en variasjon på 2,5%. Den beregnede betalingsvilligheten er stabil i de fire ulike modellene uavhengig av antall forklaringsvariable.

## 7 DISKUSJON

I denne undersøkelsen er individene i gjennomsnitt villige til å øke sitt skattebidrag med 4 363 kroner i året for å få innført den juridisk bindende behandlingsgarantien. 63% av de spurte var villige til å akseptere ordningen som ble presentert dem. «Bare» 50% av individene ønsket at folk i større grad burde få anledning til å tegne helseforsikring. Det signaliseres også at den solidariske likhetstanken i helsevesenet fortsatt står sterkt. Hele 87,5% av utvalget ønsker at de sykeste skal behandles først. Den høye betalingsvilligheten, den høye akseptraten, den lave raten av individer som i større grad ønsket å tegne private helseforsikringer og det sterke ønske om at de sykeste skal behandles først, kan tyde på at det ligger altruistiske preferanser bak individenes beslutning.

<sup>6</sup> Ved bruk av en lineær modell vil negativ betalingsvillighet kunne oppstå.

---

Betalingsvillighet for behandlingsgaranti – en analyse av en befolkningsundersøkelse

---

De fire modellene viser at den estimerte sannsynligheten for å akseptere kontrakten påvirkes positivt av individenes alminnelige helsetilstand, inntekt, antall personer i husholdningen, gjennomsnittlig arbeidstid over 35 timer per uke, utdanning på høyskole eller universitet, om de bor i en fastlegekommune, om de er positive til at folk i større grad får anledning til å tegne forsikring som sikrer rask behandling ved sykdom, og om de ønsker at de sykeste skal behandles først. Negativ påvirkning på den estimerte sannsynligheten for å akseptere kontrakten kommer fra menn og de som selv ønsker å bestemme behandlingssted.

Betinget verdsetting er fortsatt et nytt verktøy for å verdsette helse og nytte av helsetjenesten. Retningslinjer for studier av betinget verdsetting er gitt i Arrow et al (1993). De anbefaler blant annet å utføre intervjuet ansikt til ansikt. Videre bør betalingsvillighetsspørsmålet framlegges som et binært forsikringsspørsmål hvor respondentene blir minnet på sitt faktiske budsjett. Ikke minst bør spørsmålet stilles til en relevant befolkningsgruppe. Gyldmark og Morris (2001) mener at studier som inneholder flere av anbefalingene over er best skikket til å gi nøyaktige og holdbare resultater. I denne undersøkelsen er det brukt et binært forsikringsspørsmål. Arrow et al (1993) hevder at slike spørsmål hindrer strategisk motiverte svar (se side 21: «There is no strategic reason for the respondent to do other than answer truthfully»). Respondentene er representative for den norske populasjonen, og i tillegg ble hele 72,1% av respondentene intervjuet av en profesjonell intervjuer ved besøk i hjemmet.

Arrow et al (1993) skisserer også en rekke problemer ved betalingsvillighetsmetoden. Blant annet kan individer ha problemer med å vurdere helserisiko i økonomiske termer siden helsetjenesten tilbys uavhengig av private forsikringsordninger med ingen eller begrenset brukerbetaling. For å kunne svare på betalingsvillighetsspørsmålet må individet ha en eksakt forståelse av spørsmålet, og akseptere scenarioet som beskrives, som ofte er avveininger mellom liv og død. I denne undersøkelsen kan det tenkes svakheter både ved selve ordlyden og måten spørsmålet ble stilt på. Det går ikke klart fram av spørsmålsutformingen hvor mye den økte skatten utgjør per husholdning. Det kan være tilfeller hvor respondenten ikke har reflektert over skatteøkningens innvirkning på husholdningens totale budsjett. Respondentene fikk heller ikke velge mellom flere konkurrerende forsikringskontrakter noe som ville gitt oss informasjon om individenes avveininger mellom ventetid og kostnad. I denne undersøkelsen savner jeg også oppfølgingsspørsmål. Seip og Strand (1992) undersøkte oppgitt mot faktisk betalingsvillighet for medlemskap i Norges Naturvernforbund (NNV). De intervjuet 101 individer. Blant disse svarte 64 individer «ja» til å betale NNV's årlige medlemskapskontingent på 200 kroner. Disse 64 ble senere tilsendt en innbetalingslipp for medlemskap i NNV. Seip og Strand fant bare en svak sammenheng når de sammenliknet hypotetisk og faktisk betalingsvillighet for medlemskap NNV: Bare 6 av 64 betalte medlemskapskontingenten. Over telefon ble 25 av individene som *ikke* hadde betalte, intervjuet på nytt. De ble bedt om å forklare hvorfor de ikke hadde betalt medlemskap i NNV, og eventuelt gi et nytt

anslag på betalingsvilligheten. 24 individer sa at deres betalingsvillighet var et samlet uttrykk for flere miljøgoder, og omfattet derfor ikke bare NNV. Andre mente den oppgitte betalingsvilligheten var resultat av en ukjent problemstilling. Resultatet var at 17 individer ønsket å revidere sin opprinnelige oppgitte betalingsvillighet nedover. Seip og Strand viser at gjentatte intervjuer og oppfølgingsspørsmål kan gi informasjon om hvilke preferanser og avveininger som er av betydning for individets svar. Gjentatte intervjuer vil dermed være nyttige for å undersøke svarenes troverdighet, og oppfølgingsspørsmål ville kunne gitt svar på hvorfor individene ville/ikke ville være interessert i å betale for offentlig behandlingssgaranti, hvorvidt de hadde vurdert private helseforsikringer etc. Generelt ser vi av dette at spørsmålene bør være så enkle som mulig, gi lite rom for feiltolkninger, og få grunner til ikke å svare.

I følge Skaset (1999) har private helseforsikringer en svært begrenset betydning innenfor dagens norske helsevesen. Hittil har 20 000 nordmenn tegnet helseforsikring<sup>7</sup>. En «test» på troverdigheten av den estimerte betalingsvilligheten i denne undersøkelsen, kan være å sammenlikne betalingsvilligheten med prisen på en privat helseforsikring. Helseforsikring tilbys av flere forsikringsselskaper i Norge. Jeg velger å se nærmere på *BehandlingsAvtale Topp*, den mest omfattende av de to forsikringskontraktene som for tiden tilbys av Storebrand Helse.

*BehandlingsAvtale Topp* gir dekninger ved behov for behandling med inntil 24 behandlinger per år av offentlig godkjent fysioterapeut, og inntil 12 behandlinger per år av offentlig godkjent kiropraktor. Videre dekker den dagkirurgi, spesialistbehandling, innleggelse ved sykehus med og uten operasjon, organtransplantasjon og kreftbehandling. Den forsikrede er garantert innleggelse på sykehus innen 28 dager. Dette gjelder ikke ved organtransplantasjoner. I forbindelse med innleggelse dekkes reise- og oppholdsutgifter, også for ledsager til barn under 18 år. Ved direkte forlengelse av behandling dekkes nødvendig rehabilitering i inntil 14 dager. Så lenge den enkelte er forsikret, er det ingen begrensninger i ansvarstid eller forsikringssum.

Astma, migrene, kraftig overvekt eller høyt kolesterol er eksempler på sykdom/skade som kan gi en forhøyet premie, mens skader på leddbånd, korsbånd og menisk i kne, operert og uoperert ryggprolaps, tennisalbude og planlagte inngrep/operasjoner er alle eksempler på sykdommer/plager som kan gi reservasjon mot forsikring. HIV positiv, hjerteinfarkt siste 4 år, diabetes, downs syndrom og mltipel sclerose (MS) er alle eksempler på sykdommer som gir avslag.

Denne undersøkelsen omhandler individets betalingsvillighet for en allmenn gjeldende helseforsikring hvor det offentlige garanterer behandling innen tre måneder *uten vilkår*. Den hypotetiske helseforsikringen er dermed ikke direkte sammenlignbar med den private helseforsikringen. Allikevel er det interessant å sammenligne utvalgets betalingsvillighet og prisen på en privat helseforsikring. Med *BehandlingsAvtale Topp*, vil det for en ikke-røyker<sup>8</sup> i aldersgruppen 41 til

<sup>7</sup> [www.nettavisen.no](http://www.nettavisen.no) 14.08.01.

<sup>8</sup> En røyker må betale 25% mer for den samme forsikringen.



---

Betalingsevillighet for behandlingsgaranti – en analyse av en befolkningsundersøkelse

---

45 år koste 4 128 kroner per år<sup>9</sup> og 4 944 kroner for en ikke-røyker i aldersgruppen 46 til 50 år. Utvalgets betalingsevillighet er dermed i 1998-kroner noe høyere enn hva en ikke-røyker i alderen 41 til 45 år må betale for en private helseforsikring, og noe lavere enn en i aldersgruppen 46 til 50 år må betale. Eksemplet over viser at det skiller lite mellom befolkningens estimerte betalingsevillighet og premien for en privat helseforsikring.

Det kan argumenteres for at utvalget ikke har overvurdert sin betalingsevilje for helseforsikring, og at den estimerte betalingsevilligheten på 4 363 kroner i størrelsesorden er korrekt. Det kan tenkes at personer som blir stilt overfor valget mellom å akseptere enten den offentlige eller den private helseforsikring, eller begge kontraktene, ikke er villige til å akseptere kontrakten Storebrand Helse tilbyr, men er villige til å betale 4 363 kroner for den offentlige kontrakten slik den framstilles her. Årsaken er at den offentlige kontrakten er mer omfattende enn den kontrakten Storebrand Helse tilbyr.

I Olsen og Hofoss (2000) undersøkes viljen til å betale ekstra øremerkede skatter til helsesektoren. Gjennomsnittlig beløp varierte mellom 1 314 og 1 917 (1997 kroner). De konkluderte med at det syntes å være en betydelig støtte for tanken om at samfunnet bør bruke mer penger på helsevesenet, men at individenes vilje til selv å bidra var begrenset. Den viktigste grunnen til at den estimerte betalingseviljen i disse to undersøkelsene avviker, ligger i selve spørsmålsformuleringen. Hos Olsen og Hofoss sees det på viljen til å betale «ekstra øremerkede helseskatter» uten at det spesifiseres nærmere hva de øremerkede skattene skal brukes til, og individene blir selv bedt å tilkjenne sin maksimale betalingsevilje. I denne undersøkelsen formuleres en juridisk rettighet til individet i form av garantert behandling innen tre måneder. Det er derfor ikke overraskende at denne undersøkelsen finner noe høyere betalingsevilje enn Olsen og Hofoss.

En ekstra skatt på 4 363 kroner vil gi en samlet skatteinngang på over 12,8 milliarder kroner<sup>10</sup>. I følge beregninger i St meld nr 44 (1995-96) vil merkostnadene ved å innfri en tre måneders behandlingsgaranti innen somatikk og psykiatri koste til sammen rundt 2,5 milliarder kroner<sup>11</sup>. For å innfri tre måneders behandlingsgaranti må det en betydelig kapasitetsøkning<sup>12</sup> til. Beregningene viser at gjennomsnittlig ventetid må bringes så langt ned «at det vil støte mot det som er praktisk umulig å få til innenfor dagens sykehusvesen» (St meld nr 44 (1995-96) side 19), noe som tilsvarer en gjennomsnittlig ventetid nær 20 dager. Innenfor somatikk er gjennomsnittlig ventetid for avviklede episoder i 2. tertial 2001 87 dager. For psykisk helsevern er gjennomsnittlig ventetid for avviklede

<sup>9</sup> Behandlingsavtal topp koster 344 kroner per måned.

Tall fra <http://www.storebrand.no/helse/priser.html> 21.08.01.

<sup>10</sup> Beregnet for 2 934 019 personer. Dette utgjør Norges befolkning i alderen 16 til 66 år (Statistisk årbok 2001).

<sup>11</sup> Beregningene er gjort på til dels usikre estimat.

<sup>12</sup> For å kunne innfri garantien innen 2 år må samlet sykehusbehandling øke med 8% i hvert av to år for innleggelser og 15% for poliklinikk/dagbehandling. Analysetallene bygger på periodetall for avviklede pasienter fra ventelister i 1994 og Kommuneforlagets øyeblikkstill for ventelister i 4. kvartal 1995.

episoder 2. tertial 2001 69 dager. På bakgrunn av de økonomiske beregningene i St meld nr 44 (1995-96), og den uttrykte betalingsvilligheten i denne artikkelen, vil det være samfunnsøkonomisk lønnsomt å innføre en juridisk bindende behandlingskontrakt, selv når det tas høyde for kostnadsøkninger.

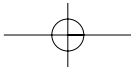
En allmenn juridisk bindende behandlingsgaranti garanterer pasienter med behov<sup>13</sup> for helsetjeneste, behandling innen en nærmere fastsatt tidsfrist. Overholdes ikke denne tidsfristen, vil pasienten ha rett til behandling ved annen institusjon i Norge eller i utlandet. Tilsiget av nye pasienter skal utelukkende følge av pasientenes alvorlige helsetilstand. Allikevel kan det tenkes at etterspørselen etter helsetjenester vil øke med innføring av en juridisk bindende behandlingsgaranti. Et oppfølgingsarbeid kan være å undersøke hvordan en juridisk behandlingsgaranti vil, slik den her er utformet, påvirke etterspørselen etter helsetjenester dekket av behandlingsgarantien.

Fordelene med denne undersøkelsen er blant annet det representative utvalget og den høye svarprosenten. Den beregnede betalingsviljen er også svært robust overfor de ulike modellspesifikasjonene. Allikevel bør man være forsiktig med å ta beslutninger på bakgrunn av dette utvalgets estimerte maksimale betalingsvillighet. Betalingsviljen er basert på subjektiv nytte og egne erfaringer, og viser i parallelle forsøk store variasjoner. I følge kriteriene gitt i Arrow et al (1993), oppfordringen gitt i Seip og Strand (1992) og på bakgrunn av de mulige svakhetene nevnt over, bør en være varsom ved tolkning og bruk av tallet 4 363 som en absolutt størrelse på individenes gjennomsnittlige maksimale betalingsvillighet. Dette er den første studien av betalingsvilje for en allmenn gjeldende behandlingsgaranti i Norge. Forhåpentligvis vil senere undersøkelser videreutvikle betalingsvillighetsspørsmålet i henhold til retningslinjene i litteraturen. Først da vil det kunnes trekke sterkere konklusjoner om resultatenes validitet.

<sup>13</sup> Definert i Lønning II.

**Referanser:**

- 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, 4602-4613.
- Bishai, D.M. og 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.
- Botten, G. og O. Aasland (2000): «Befolkningens ønsker om helsetjenester», *Tidsskrift for den Norske Lægeforening* 120, 2995-2999.
- Davis, R. (1963): «Recreation planning as an economic problem», *Natural Resources Journal* 3, 239-49.
- Fylkesnes, K. (1991): «Factors affecting self-evaluated general health status and the use of professional health care services», Institute of Community Medicine, University of Tromsø, Norway.
- Gyldmark, M. og G.C. Morrison (2001): «Demand for health care in Denmark: results of a national sample survey using contingent valuation», *Social Science and Medicine* 53, 1023-36.
- Greene, W.H. (2000): *Econometric analysis*. Prentice-Hall, New Jersey.
- Hanley, N. Shogren, J.F. White, B. (1997): «Methods for Valuing Environmental Costs and Benefits», *Environmental Economics In Theory and Practice*, Oxford University Press, Oxford.
- Johannesson, M. 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.
- Kristoffersen, M. og H. Piene (1997): «Ventelistegarantiordningen, Variasjon i andel som får ventelistegaranti», *Tidsskrift for den Norske Lægeforening* 117, 361-365.
- LOV 1999-07-02 nr 63: Lov om pasientrettigheter, Norges Lover.
- Maddox, G. I. og E. D. Douglas (1973): «Self-assessment of health: a longitudinal study of elderly subjects», *Journal of Health & Social Behavior* 14, 87-93.
- Martin, S. og P.C. Smith (1999): «Rationing by waiting lists: an empirical investigation», *Journal of Public Economics* 71, 141-164.
- Moum, T. Bjerkedal, T. Botten, G. Christie, V.M. Elstad, J.I. Falkum, E. Kristofersen, L.B. Tambs, K. og P. Vaglum (1991): *Helse i Norge: sykdom, livsstil og bruk av helsetjenester*. Gyldendal Norsk Forlag, Oslo
- Norsk pasientregister. Ventelistedata per 30.4.2001. <http://www.npr.no/InfoVent/index.htm> (18.7.2001).
- NOU (1987): «Retningslinjer for prioriteringer innen norsk helsetjeneste.» Nr. 23. Statens trykning, Oslo
- NOU (1992): «Lov om pasientrettigheter.» Nr. 8. Statens trykning, Oslo.
- NOU (1997): «Prioritering på ny.» Nr. 18. Statens trykning, Oslo.
- Olsen, J.A. og D. Hofoss (2000): «Hvor mye penger bruker vi på helsevesenet?», *Tidsskrift for den Norske Lægeforening* 120, 779-782.
- Seip, K., og J. Strand (1992): «Willingness to Pay for Environmental Goods in Norway: A Contingent Valuation Study with Real Payment», *Environmental and Resource Economics* 2, 91-106.
- Skaset, M. (1999): «Private helseforsikringer; Hvilken betydning for dagens og morgendagens norske helsevesen?», HERO Workingpaper 1999:2 Senter For Helseadministrasjon, Universitetet i Oslo. <http://www.sv.uio.no/hero/publicat/helseforsikring.pdf>
- Sosial- og helsedepartementet (1997): «Høringsnotat, Lov om pasientrettigheter», Statens trykning, Oslo.
- Statistisk sentralbyrå (2001): «Statistisk årbok 2001», Statistisk sentralbyrå, I kommisjon hos Aschehoug og Universitetsforlaget, Oslo.



Norsk Økonomisk Tidsskrift nr. 1 - 02

---

St meld nr 44 (1995-96): «Ventetidgarantien - kriterier og finansiering», Statens trykning, Oslo.  
Viscusi, W.K. and W.N. Evans (1990): «Utility functions that depend on health status: Estimates and economic implications», *The American Economic Review* 70, 353-374.

