

---

MAGNUS JOHANNESSON  
BENGT JÖNSSON  
LARS BORGQUIST

# Betalningsviljan för behandling mot högt blodtryck – ett test av enkätmetoden vid preventiv sjukvård\*

*De positiva effekterna av en preventiv sjukvård, lägre framtida sjukvårdskostnader och förbättrad folkhälsa, framhålls ofta i sjukvårdsdebatten. Det kan emellertid ifrågasättas om alla preventiva åtgärder ger lägre kostnader, dessa åtgärder måste istället motiveras på andra sätt. Magnus Johannesson, Bengt Jönsson och Lars Borgquist visar i denna artikel hur enkätmetoden kan användas vid utvärdering av betalningsvilja för behandling av högt blodtryck. Det undersökta urvalet hade en genomsnittlig betalningsvilja som var ungefär dubbelt så hög som kostnaderna för behandlingen.*

Det är vanligt att i sjukvårdsdebatten framhålla det stora värdet av preventiv sjukvård. Två vanliga argument för en expansion av den preventiva sjukvården är att sådan sjukvård sparar sjukvårdsresurser på sikt och att den är det bästa sättet att förbättra folkhälsan. Det har därför blivit allt mer angeläget att genomföra ekonomiska utvärderingar av förebyggande åtgärder. Det hör nämligen till un-

dantagen att preventiv sjukvård sparar sjukvårdsresurser på sikt som var fallet vid exempelvis introduktionen av poliovaccinet (Jönsson [1976]). Stora preventionsprogram, såsom behandling av högt blodtryck, leder inte till minskade sjukvårdskostnader på sikt utan måste motiveras med andra skäl (Weinstein & Stason [1976]).

Vid hälsoekonomiska utvärderingar av prevention har det tidigare varit vanligt att använda humankapitalmetoden eller någon form av kostnads-effektanalys (Weinstein & Stason [1985], Drummond et al [1987]). Det finns dock ett antal pro-

MAGNUS JOHANNESSON är doktorand och BENGT JÖNSSON professor i hälsoekonomi, Tema hälso- och sjukvården i samhället, Linköpings universitet.

LARS BORGQUIST är docent vid Institutet för ekonomisk forskning, Lunds universitet.

---

\*Vi tackar Bengt Kriström och Göran Karlsson för värdefulla synpunkter samt Apoteksbolagets nämnd för rationell lakemedelsanvändning (ANNA) för finansiellt stöd.

blem förknippade med dessa analysmetoder. Vid humankapitalmetoden kopplas värdet av liv enbart till bruttonationalprodukten (BNP). Detta har inte någon grund i välfärdsteorin (Jönsson [1976]). Metoden är också oacceptabel från etisk synpunkt därför att den diskriminerar de personer som ger ett litet eller inget bidrag till BNP.

Vid kostnads-effektanalys mäts kostnader monetärt och effekter (intäkter) i fysiska enheter. Det vanligast förekommande effektmåttet är vunna levnadsår eller kvalitetsjusterade vunna levnadsår (kvalitetsjusterade för morbiditet och biverkningar). Beslutsregeln vid kostnads-effektanalys är att maximera effektenheten, *tex* antalet vunna levnadsår, för en given budget. Med kostnads-effektanalys är det omöjligt att utvärdera om en behandling är samhällsekonomiskt lönsam eller inte. Detta bör vara huvudsyftet vid analyser av preventiva åtgärder. Vidare tas ingen hänsyn till skillnader i ursprungsrisk (risken att råka ut för sjukdom om ingen förebyggande behandling ges) och olika slag av risker förknippade med behandlingen (Jones-Lee [1976], Johannesson et al [1990a]).

Det är därför intressant att testa enkätmetoden (*the contingent valuation method*) vid ekonomiska utvärderingar av preventiv sjukvård. Med enkätmetoden mäts betalningsviljan vilket gör det möjligt att utföra traditionell samhällsekonomisk analys. Enkätmetoden har blivit allt vanligare inom miljöekonomin; detta bl a för värdering av kollektiva varor (se Bengt Krströms och Karl-Gustaf Löfgrens artikel i detta nummer, Cummings et al [1986], Mitchell & Carsson [1989]). Inom sjukvården har dock endast ett fåtal tillämpningar gjorts med enkätmetoden (Acton [1973], Thompson [1986]).

I denna artikel presenteras resultaten av en studie med enkätmetoden angående betalningsviljan för behandling mot högt blodtryck (hypertoni). Hypertoni är den vanligaste diagnosen inom öppenvården.

Det har beräknats att drygt två miljoner svenskar omfattas av denna diagnos (Jönsson [1988]) enligt Socialstyrelsens nuvarande definition av hypertoni (Läkemedelsinformationskommittén [1986]). Endast cirka en fjärdedel av dessa var dock under behandling 1986. Den sammanlagda kostnaden för läkemedel och läkarbesök uppgick till cirka 900 miljoner kr (Jönsson [1988]).

När det gäller riskreduktionen pga behandling är data väldigt osäkra. Olika studier visar olika resultat (se Berglund [1988] för en genomgång av kliniska prövningar av behandling mot hypertoni). Det finns övertygande bevis för att behandling mot högt blodtryck minskar risken för stroke för män i åldern 40-70 år med ett diastoliskt blodtryck som överstiger 100 mm Hg (Nationalföreningen mot hjärt- och lungsjukdomar [1987]). När det gäller övriga patientgrupper saknas idag tillförlitliga belägg för en positiv behandlingseffekt. Det är därför relevant att använda sig av patienternas bedömningar av riskreduktionen eftersom det är omöjligt att i nuläget klart bestämma den objektiva riskreduktionen.

Syftet med en samhällsekonomisk utvärdering av hypertoni-behandling är inte att avgöra om behandling mot högt blodtryck skall förekomma eller inte, utan att avgöra i vilken omfattning den skall förekomma. Beslutsproblemet är alltså hur många patienter som bör behandlas för att använda resurserna effektivt. Frågeställningen är därför intimt förknippad med kriterierna för behandling. I en situation där patienterna endast betalar en mindre del av kostnaden i form av avgifter krävs någon form av ransonering av behandlingen för att öka den ekonomiska effektiviteten. Ransoneringen kan ske genom utarbetandet av riktlinjer för intervention. En studie av betalningsviljan vid hypertoni-behandling kan vara en del av beslutsunderlaget vid utarbetande av interventionskriterier. Betalningsviljan kan exempelvis användas för att avgöra om

behandlingsgränsen bör variera med ålder och kön.

Ett tänkbart område att använda enkätmetoden är också i utformningen av behandlingen. Det finns i nuläget ett stort antal läkemedelsalternativ vid behandling mot högt blodtryck. Dessutom är det möjligt att behandla högt blodtryck utan läkemedel. Enkätmetoden skulle kunna användas vid valet mellan olika terapier, tex behandling med läkemedel jämfört med behandling utan läkemedel.

## Metod

Undersökningspopulationen bestod av 481 hypertoni-patienter vilka ingick i hypertoniregistret vid vårdcentralen i Åtvidaberg. Patienterna erhöll enkäten per post när de kallades till besök på vårdcentralen. De ombads ta med den ifylld vid besöket. Populationen delades upp i två urval. Det ena erhöll en öppen betalningsvilje fråga där de fick ange det högsta belopp de var beredda att betala för den nuvarande behandlingen per år. Det andra urvalet erhöll en sluten betalningsvilje fråga (ja/nej) där de fick ta ställning till en viss höjning av patientavgiften. Höjningen av patientavgiften varierades mellan 100 kr och 10 000 kr i 15 delurval. Syftet var att undersöka om öppna och slutna betalningsvilje frågor ger samma svar (se Kriström [1989a]). I enkäten ingick också en fråga angående patientens subjektiva risk för stroke eller hjärtinfarkt om denne inte behandlades för högt blodtryck och den subjektiva riskreduktionen pga behandlingen.<sup>1</sup> Alla patienter som var 70 år och äldre exkluderades dock från frågan angående risk (175 patienter).<sup>2</sup> Hypotesen som motiverade riskfrågan var att en högre subjektiv riskreduktion skulle kunna leda till en högre betalningsvilja för behandlingen. I enkäten ingick också en fråga där patienten fick ta ställning till om han/hon skulle satsa mer tid på att sänka sitt blodtryck på

egen hand, tex genom kost och motion, om patientavgifterna steg. Denna fråga ställdes för att undersöka om patienten upplever medicinsk och ickemedicinsk prevention som substitut att minska risken. Hypotesen var att de som svarade ja skulle ha en lägre betalningsvilja för behandlingen än de som svarade nej på denna fråga.

I den öppna betalningsvilje frågan kan svaren direkt tolkas som den maximala betalningsviljan för behandlingen. Vid den slutna frågan har logistisk regressionsanalys använts för att beräkna betalningsviljan (Hanemann [1984], Cameron [1988]). Med denna metod beräknas sannolikheten att acceptera budet (höjningen av patientavgifterna) vid olika värden på förklaringsvariablerna. De variabler som användes som förklaringsvariabler var: den subjektivt bedömda riskreduktionen, frågan om substitution med ickemedicinsk prevention, bud (ökningen av patientavgifterna), kön, ålder och taxerad inkomst för inkomståret 1987 (från lokala skattemyndigheten).

Eftersom resultatet kan vara känsligt för den funktionella form som pga beräkningsmässiga fördelar används vid den

<sup>1</sup> Patienten fick välja mellan fem olika risknivåer att avlida av stroke eller hjärtinfarkt inom fem år (1 procent, 2 procent, 5 procent, 15 procent och 25 procent) och markera den nivå som bast stamde överens med patientens egen uppfattning under förutsättning att de inte behandlades (ursprungsrisk). Respondenten fick på samma sätt välja mellan fem olika nivåer på den upplevda reduktionen av risk pga behandlingen (10 procent, 25 procent, 50 procent, 75 procent och 90 procent reduktion av ursprungsrisk).

<sup>2</sup> Detta gjordes eftersom en del patienter i denna åldersgrupp ingick i en klinisk prövning där försök gjordes med att sätta ut läkemedelsbehandlingen.

Tabell 1 Svarefrekvens och internt bortfall på olika frågor.

Fråga	Svarefrekvens, procent av population	Internt bortfall, procent	Andel användbara svar, procent av population
Betalningsvilja öppen	65	59	27
Betalningsvilja slutna	68	18	56
Risk	67	44	38
Substitution med icke medicinsk prevention	67	23	52

statistiska skattningen (Kriström [1989b], Hanemann [1984], Bowker & Stoll [1988], Boyle & Bishop [1988]) har också en ickeparametrisk metod använts för att beräkna median och medelvärde av betalningsviljan.<sup>3</sup> Denna metod har utvecklats av Kriström [1989b].

## Resultat<sup>4</sup>

Svarefrekvensen och det interna bortfallet (andelen av de svarande som lämnade en viss fråga obesvarad) redovisas i *Tabell 1*. Totalt 322 patienter lämnade in enkäten vilket gör att svarefrekvensen var 67 procent. Svarefrekvensen är tillfredsställande med tanke på populationens höga medelålder (64,4 år).<sup>5</sup> Det var en stor skillnad på internt bortfall mellan den öppna och den slutna betalningsviljefrågan vilket tyder på att den slutna betalningsviljefrågan var enklare att besvara.

Den genomsnittliga betalningsviljan vid den öppna frågan var 390 kr per år. Det kan konstateras att frågan inte fungerade. Det var för det första ett mycket högt internt bortfall vilket visar att respondenterna upplevde det som svårt att svara på frågan. För det andra fanns det stora problem med utgångspunktsbias. Utgångspunktsbias innebär att respondenterna ges en värdering att utgå från som påverkar deras bud. I frågan angavs att patienterna i genomsnitt betalar cirka 350 kr per år i patientavgifter i nuläget. Cirka en tredjedel av patienterna angav just 350 kr som betalningsvilja.

Svaren från den slutna frågan analyse-

<sup>3</sup>Metoden innebär att andelen ja-svar vid olika bud används för att beräkna en överlevnadskurva som sedan integreras för att få medelvärdet av betalningsviljan. Överlevnadskurvan fås genom att beräkna andelen av patienterna i varje delurval som accepterar budet. Om andelen ja-svar ökar vid ett högre bud läggs ja-svaren samman vid de bägge buden och andelen beräknas för bägge buden tillsammans. Denna process fortgår tills man får en följd icke ökande andelar ja-svar, se Kriström [1989b] för en närmare beskrivning av metoden.

<sup>4</sup>Alla uppgifter om betalningsviljan anges i 1989 års priser eftersom undersökningen genomfördes under 1989. Till betalningsviljan vid samtliga beräkningar med den slutna frågan skall också läggas de patientavgifter som patienterna i nuläget betalar för behandlingen eftersom frågan var formulerad som en höjning av patientavgifterna. Patienterna fick ta ställning till om de skulle fortsätta sin nuvarande behandling vid en viss höjning av patientavgifterna. Betalningsviljan är alltså definierad som den maximala betalningsviljan vid priset 0. Patientavgifterna var i genomsnitt cirka 350 kr per år 1989 för en hypertoni-patient. I resultatdelen har 350 kr lagts till resultatet från den slutna frågan för att få den totala betalningsviljan. Alla resultat som redovisas är alltså total betalningsvilja. Individuella variationer i patientavgifter har ej beaktats. Vid den öppna betalningsviljefrågan var frågan formulerad som vad patienterna som mest kan tänka sig att betala för behandlingen. Patientavgifterna skall därför inte läggas till betalningsviljan vid den öppna frågan.

<sup>5</sup>Det fanns ingen åldersskillnad mellan bortfallet och de som svarade men det var en högre andel man bland de som svarade jämfört med bortfallet (49 procent jämfört med 31 procent).

rades med logistisk regression.<sup>6</sup> Sambandet mellan sannolikheten att acceptera budet och subjektiv riskreduktion<sup>7</sup> respektive inkomst var positivt men ej statistiskt säkerställt. Inte heller ålder eller kön var signifikant relaterade till sannolikhetsvariabeln. Däremot var uppfattningen att läkemedelsbehandling kunde ersättas med icke medicinsk prevention negativt relaterad till sannolikheten att acceptera budet och detta samband var statistiskt signifikant. Även budet (höjningen av betalningsviljan) var negativt och signifikant korrelerad med sannolikheten att acceptera.<sup>8</sup> Efter att ha eliminerat de icke signifikanta variablerna återstod substitut och bud som förklaringsvariabler (135 observationer).<sup>9</sup> Detta användes för att beräkna en funktion för betalningsviljan.<sup>10</sup>

För att beräkna medelvärdet krävs ett antagande angående fördelningen av betalningsviljan (Hanemann [1984]). Medelvärdet beror på den övre gränsen för betalningsviljan.<sup>11</sup> Vid beräkningen av

<sup>6</sup> Probit-modellen användes också men gav i princip identiska resultat. Det är också möjligt att använda mer komplicerade sannolikhetsfunktioner än den logistiska eller probit för att beräkna betalningsviljan, se Johansson & Kriström [1988]. Detta har dock inte gjorts i denna studie.

<sup>7</sup> Den subjektiva risken enligt enkäten var (median inom parentes): Risk utan behandling 7,5 procent (5,0 procent), risk med behandling 3,2 procent (3,8 procent), riskreduktion 4,3 procentenheter (1,2 procentenheter). Den stora skillnaden mellan medelvärde och median av subjektiv riskreduktion kan bero på frågans utformning. Eftersom riskfrågan bestod av fasta svarsalternativ med olika avstånd mellan alternativen påverkas medelvärdet relativt mycket om ett högt svarsalternativ väljs; medianen påverkas inte på samma sätt av detta. Den genomsnittliga åldern bland respondenterna på riskfrågan var 59 år.

<sup>8</sup> I båda fallen är sambanden säkerställda på en procents signifikansnivå.

<sup>9</sup> Antalet observationer med denna funktion var 135. Log-likelihood = -67,98, chi-

två = 43,14 och McFadden R-två = 0,24 (Ame-miya [1981]). Modellen predikerade korrekt 78,5 procent av svaren (individuell prediktion). Värdet på koefficienterna var följande (p-värden inom parentes):

$$\ln(p/1-p) = 7,74 - 0,88 \cdot \ln(\text{bud})$$

(0,00) (0,00)

$$- 1,27 \cdot \text{SUBSTITUT}$$

(0,009)

Modellen med  $\ln(\text{bud})$  som förklaringsvariabel valdes framför en modell med bud som förklaringsvariabel pga ett log-likelihood värde närmare noll, högre chi-två, lägre McFadden R-två och bättre individuell prediktion. Med bud som förklaringsvariabel var Log-likelihood = -74,96, chi-två = 29,09, McFadden R-två = 0,16 och individuell prediktion = 70,4 procent. Det har visat sig i en rad empiriska studier att  $\ln(\text{bud})$  ger bättre passform till data (Sellar et al [1986], Bowker & Stoll [1988], Boyle & Bishop [1988]). Det har dock påpekats av Hanemann [1984] att modellen med  $\ln(\text{bud})$  som förklaringsvariabel inte är konsistent med nyttomaximering eftersom modellen inte kan härledas från någon explicit nyttofunktion. Modellen kan dock användas som en approximation av en nyttdifferens (Hanemann [1984]).

<sup>10</sup> Den teknik som har utarbetats av Cameron [1988] användes för att beräkna en funktion för betalningsviljan. Funktionen blev:  $\ln(\text{WTP}) = 8,82 - 1,45 \cdot \text{SUBSTITUT}$ .

<sup>11</sup> Beräkningen av medelvärdet av betalningsviljan innebär att integralen beräknas av kurvan (overlevnadskurvan) som visar hur stor andel av patienterna som accepterar olika bud vid medelvärdet på övriga förklaringsvariabler. Medelvärdet är lika med arean under kurvan. För att beräkna medelvärdet kan man gå tillvaga på två olika sätt. Det ena är att integrera kurvan från 0 till oändligheten (om negativa bud kan uteslutas), för att kunna göra detta krävs dock att koefficienten framför  $\ln(\text{bud})$  är  $< -1$  (se Kriström [1989b]) annars konvergerar inte integralen och medelvärdet blir oändligt stort. Det andra är att bestämma den övre gränsen för betalningsviljan och integrera från 0 till detta värde, t ex 10 000. Alla integraler i uppsatsen har beräknats genom numerisk integration över de olika buden vilket ger en approximation av den exakta ytan under kurvan.

**Tabell 2** Medelvärde och median av betalningsviljan med olika beräkningsmetoder, 1989 års priser.

Metod	Median	Medelvärde	
		Maximal betalningsvilja 10 000	Maximal betalningsvilja 15 000
Logistisk regression	2 900	4 500	5 500
Icke-parametrisk	2 400	4 200	5 100

medelvärdet har vi i första hand antagit att den maximala betalningsviljan är lika med det högsta budet på 10 000 kr i undersökningen (Bishop & Heberlein [1979]). En beräkning av medelvärdet har också gjorts där den maximala betalningsviljan antas vara 15 000 kr.

I Tabell 2 redovisas resultaten av betalningsviljan med de bägge metoderna. Medianen av betalningsviljan enligt den logistiska regressionen blir 2 900 kr. Medelvärdet blir 4 500 kr om den maximala betalningsviljan antas vara 10 000 kr och 5 500 kr om den maximala betalningsviljan antas vara 15 000 kr. Medianen enligt den icke parametriska metoden blir 2 400 kr. Medelvärdet blir 4 200 kr respektive 5 100 kr vid de olika antagandena angående maximal betalningsvilja.

Median- och medelvärde stämmer således bra överens med bägge metoderna. Medianen är mer stabil med hänsyn till vilket antagande som görs angående funktionell form (Hanemann [1984]) och är att föredra på statistiska grunder. Medianen är dock inte det teoretiskt korrekta välfärdsåtgärdet utan det är medelvärdet av betalningsviljan (Johansson et al [1988]). Det grundläggande problemet vid beräkningen av medelvärdet är att avgöra den maximala betalningsviljan. I det här fallet har vi för lite kunskap angående betalningsviljan över 10 000 kr och beräkningarna av medelvärdet är därför beklagligt med betydande osäkerhet. Genom att höja det maximala budet i framtida studier kan ytterligare information uppnås om den maximala betalningsviljan.

## Diskussion

Den första slutsatsen som kan dras av studien är att öppna betalningsviljefrågor är olämpliga att använda i enkätform. Respondenterna verkar ha svårt att ange den maximala betalningsviljan vilket leder till ett högt bortfall. Slutna frågor av ja/nej-slag är lättare att besvara och minimerar möjligheterna till strategiskt beteende. Beslutet vid en ja/nej-fråga liknar en marknadssituation. På marknaden väljer respondenten mellan att köpa en vara eller inte vid ett visst pris (priset är exogent givet). Öppna frågor tillsammans med någon form av budgivning vid intervjuer är också ett alternativ. Det är också möjligt att slutna frågor med mer än ett svarsalternativ kan fungera. Respondenten kan tex få ett begränsat antal svarsalternativ att välja bland. En sådan ansats innebär dock risk för utgångspunktsbias.

En hög andel av respondenterna (68 procent) upplevde medicinsk och ickemedicinsk prevention (kost, motion osv) som substitut för att minska risken för hjärt- och kärlsjukdom enligt enkäten. Detta indikerar att subventionering av medicinsk prevention leder till minskad icke medicinsk prevention, dvs patienternas incitament att själva sänka sitt blodtryck genom förändrad livsstil minskar.

Resultaten angående storleken på betalningsviljan bör tolkas med stor försiktighet eftersom validiteten och reliabiliteten är oklar i undersökningen. Reliabiliteten kan avgöras genom replikationer av studien. Validiteten innebär ett större problem eftersom det inte finns något "sant" värde på betalningsviljan att jäm-

föra med. Ett validitetstest är om betalningsviljan är signifikant korrelerad med subjektiv riskreduktion. Någon sådan signifikant korrelation fanns dock inte i denna studie. Frågan angående subjektiv riskreduktion fungerade dock dåligt med ett stort internt bortfall. Dessutom besvarades inte frågan av patienter 70 år och äldre. Detta ledde till få observationer vid regressionerna. I framtiden krävs alternativa vägar att utvärdera patienternas subjektiva risk och förväntade riskreduktion. En viktig variabel som saknas är också det obehandlade blodtrycket som är en indikator på ursprunglig risk; den uppgiften var dock omöjlig att samla in.<sup>12</sup>

Det är vanligt att i denna typ av studier beräkna värdet av ett statistiskt liv. Det ska då inte tolkas som betalningsviljan för att med säkerhet rädda ett liv utan det är istället ett mått på värdet av en riskreduktion för en stor grupp utsatta individer.

Det är vanligt att jämföra betalningsviljan för ett statistiskt liv mellan olika studier. Det finns dock egentligen ingen anledning att beräkningar som gäller olika slag av risker och olika ursprungsrisker skulle ge samma resultat. Det kan inte antas att individer är indifferent mellan olika slag av mortalitetsrisker (Jones-Lee et al [1985]). Resultaten av studien pekar mot en betalningsvilja i intervallet 2 500-5 000 kr per år vilket leder till en betalningsvilja per statistiskt liv på mellan 280 000 och 560 000 kr om vi använder den genomsnittliga subjektiva riskreduktionen i studien.<sup>13</sup> Om medianen av den subjektiva riskreduktionen används istället ökar värdet av ett statistiskt liv tre till fyra gånger.

Värdet på ett statistiskt liv kan verka lågt i jämförelse med andra studier (Fisher et al [1989]) men det är viktigt att komma ihåg att behandlingen även är förknippad med betydande kostnader för patienten. Behandlingen leder ofta till biverkningar och en reducerad livskvalitet liksom avsevärda tidskostnader för patienten. Den genomsnittliga subjektiva

riskreduktionen gäller endast de under 70 år. Den absoluta subjektiva riskreduktionen ökar med ålder pga högre ursprungsrisk. Detta leder till att betalningsviljan för ett statistiskt liv minskar med ålder eftersom betalningsviljan i materialet inte påverkas av ålder. Detta visar just svårigheten att jämföra värdet av ett statistiskt liv mellan studier.

Betalningsviljan för behandlingen kan också jämföras med kostnaden för behandling. Kostnader för läkemedel och läkar/sköterskebesök har beräknats till cirka 1 850 kr per patient och år (1988 års priser) (Johannesson et al [1990b]). Till detta skall läggas de reskostnader och tidskostnader som inte betalas av patienten för att få behandlingskostnaden för samhället.<sup>14</sup> Dessa har beräknats till cirka 100 kr per patient och år (Johannesson et

<sup>12</sup> Patienterna vet sällan vilket blodtryck de hade innan behandlingen påbörjades eftersom behandlingen kan ha pågått under en lång tidsperiod. Det är också ytterst svårt att spåra utgångstrycket genom journalstudier eftersom patienten kan ha bytt vårdcentral vid ett antal tillfällen. Det vore önskvärdt att behandlande läkare alltid angav den trycknivå som är utgångspunkten för behandlingen.

<sup>13</sup> Den subjektiva risken att avlida av hjärtinfarkt eller stroke uttrycktes som femårsrisk. Risken har omvandlats till ettårsrisk genom formeln:  $\text{ettårsrisk} = -0,2 * \ln(1 - (\text{femårsrisk}))$  (Beck et al [1982]). Detta innebär att vi för enkelhets skull antar att risken varje år är konstant under de fem åren och att vi bortser från risken att avlida av andra orsaker än stroke eller hjärtinfarkt.

<sup>14</sup> I kostnadsberäkningarna skall också ingå kostnader för behandling av biverkningar. Dessa kostnader ingår dock i vår beräkning av behandlingskostnaden eftersom det är en genomsnittskostnad vid vårdcentralen där även sådan behandling ingår. De biverkningar som kräver specialistvård ingår dock inte. Denna kostnad kan dock antas vara forsumbar vid hypertoni.

al [1990c]).<sup>15</sup> Inbesparade sjukvårdskostnader och minskat produktionsbortfall pga minskad morbiditet är en kostnadsbesparing för samhället och skall också ingå i kostnadsberäkningarna. Pga osäkerheten angående behandlingens effektivitet är denna kostnad dock mycket svår att beräkna.

Enkätmetoden har tidigare främst använts vid värdering av kollektiva varor. Behandling mot högt blodtryck är däremot en privat vara som till största delen finansieras kollektivt. Det är svårt att avgöra vilken betydelse som skillnaden mellan privat och kollektiv vara har vid användandet av enkätmetoden. Det kan ha stor betydelse för hur resultaten används vid beslutsfattande. Vid kollektiva varor jämförs den sammanlagda betalningsviljan för samtliga personer med kostnaden för varan. Vid hypertoni-behandling maximeras den ekonomiska effektiviteten om endast de personer vars betalningsvilja överstiger kostnaden erhåller behandlingen. Skillnaden beror på att individer kan uteslutas från konsumtion vid privata varor men inte vid kollektiva varor. Maximal ekonomisk effektivitet vid hypertoni-behandling kan därför endast uppnås vid en marknadslösning eftersom det är omöjligt att konstruera ett ransoneringssystem som utesluter alla patienter vars betalningsvilja understiger kostnaden för behandlingen. Om vi utgår från att behandlingen även i fortsättningen i huvudsak skall finansieras kollektivt så finns det dock fortfarande avgörande skillnader mellan hypertoni-behandling och en kollektiv vara. Ransonering av behandlingen kan fortfarande ske baserat på exempelvis initial blodtrycksnivå. Interventionsgränsen bör då sättas vid det blodtryck där betalningsviljan för patienterna med det trycket är lika med kostnaden, förutsatt givetvis att betalningsviljan ökar med stigande tryck. Andra variabler som också kan användas i en sådan analys är ålder, kön och övriga riskfaktorer. Det är också möjligt att konstanthålla variabler

som beslutsfattaren inte anser bör påverka prioriteringen av sjukvårdsresurser, t ex inkomst.

Avslutningsvis kan konstateras att studien visar att enkätmetoden har ett potentiellt användningsområde vid utvärdering av preventiv sjukvård. Resultaten bör dock tolkas med försiktighet och för att kunna använda resultaten från studier med denna metod vid beslutsfattande inom området bör ytterligare studier ske som undersöker dess validitet och reliabilitet.

### Referenser

- Acton, J P, [1973], "Evaluating Public Programmes to Save Lives: The Case of Heart Attacks". RAND report R-950-RC, Santa Monica.
- Amemiya, T, [1981], "Qualitative Response Models: A survey". *Journal of Economic Literature*, Vol 19, s 1483-1536.
- Beck, R J, Pauker, S G, Gottlieb, J E, Klein, K, & Kassirer, J P, [1982], "A Convenient Approximation of Life Expectancy (the "deale"). II. Use in Medical Decision Making". *American Journal of Medicine*, Vol 73, s 889-897.
- Berglund, G, (red), [1988], *Hypertoni 87*. Hässle lakemedel AB, Mölndal.

<sup>15</sup> Behandlingskostnaden definieras här som den kostnad som inte betalas av patienten. Detta beror på att de kostnader som betalas av patienten ingår som en minuspost i betalningsviljan (tex reskostnad, förlorad fritid, förlorad lön). Detta galler dock inte patientavgifter för behandlingen som har definierats som en del av patientens betalningsvilja. Vid kostnadsberäkningarna har inte hänsyn tagits till skatters samhällsekonomiska finansieringskostnad. Dvs en budgetkrona har varderats till en krona och inte högre. Inget tillägg har heller gjorts för indirekta skatter vid beräkningarna.



- Bishop, R C & Heberlein, J A, [1979], "Measuring Values of Extra Market Goods: Are Indirect Measures Biased". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol 61, s 926-30.
- Bowker, J M & Stoll, J R, [1988], "Use of Dichotomous Choice Nonmarket Methods to Value the Whooping Crane Resource". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol 70, s 372-381.
- Boyle, K J & Bishop, R C, [1988], "Welfare Measurements Using Contingent Valuation: A Comparison of Techniques". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol 70, s 21-28.
- Cummings, R G, Brookshire, D S & Schulze, W D, [1986], *Valuing Environmental Goods*. Rowman and Allanheld, New Jersey.
- Cameron, T A, [1988], "A New Paradigm For Valuing Non-market Goods Using Referendum Data: Maximum Likelihood Estimation by Censored Logistic Regression". *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol 13, s 255-268.
- Drummond, M F, Stoddard, G L & Torrance, G W, [1987], *Methods for the Economic Evaluation of Health Care Programmes*. Oxford Medical Publications.
- Fisher, A, Chestnut, L G, & Violette, D M, [1989], "The Value of Reducing Risks to Death; a note on new evidence". *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol 8, s 88-100.
- Hanemann, M W, [1984], "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol 66, s 332-341.
- Johannesson, M, Jönsson, B & Gerdtham, U, [1990a], "Kostnads-effekt analys av behandling mot högt blodtryck – en metodstudie". Centrum för utvärdering av medicinsk teknologi, CMT rapport 1990:2, Universitetet i Linköping.
- Johannesson, M, Borgquist, L, Elenstål, A, Jönsson, B & Tilling, B, [1990b], "Läkemedels- och konsultationskostnad för hypertoni vid en vårdcentral". Centrum för utvärdering av medicinsk teknologi, CMT rapport 1990:1, Universitetet i Linköping.
- Johannesson, M, Borgquist, L, Elenstål, A, Jönsson, B & Tilling, B, [1990c], "Tidskostnad och reskostnad för behandling av hypertoni vid en vårdcentral". Stencil. Universitetet i Linköping.
- Johansson, P-O & Kriström, B, [1988], "Asymmetric and Symmetric Discrete Response Models in Contingent Valuation Experiments". Statistical research report 1988:7, Umeå universitet.
- Johansson, P-O, Kriström, B & Måler, K G, [1988], "A Note on Welfare Evaluations with Discrete Response Data". Working paper No 55, Fackföreningens rörelsens institut för ekonomisk forskning, Stockholm.
- Jones-Lee, M W, [1976], *The Value of Life: An Economic Analysis*. Martin Robertson, London.
- Jones-Lee, M W, Hammerton, M & Philips, P R, [1985], "The Value of Safety: Results of a National Sample Survey". *Economic Journal*, Vol 95, s 49-72.
- Jönsson, B, [1976], *Cost-benefit Analysis in Public Health and Medical Care*. Liber, Lund.
- Jönsson, B, [1988], "Ekonomiska konsekvenser av de nya behandlingsriktlinjerna mot hypertoni", i Berglund, G, (red), *Hypertoni 87*. Hassle läkemedel AB, Molndal.
- Kriström, B, [1989a], "Discrete and Continuous Valuation Questions; Do they give Different Answers?". Arbetsrapport 90, Institutionen för skogsekonomi, Sveriges lantbruksuniversitet.
- Kriström, B, [1989b], "A Non Parametric Approach to the Estimation of Welfare Measures in Discrete Response Valuation Studies". Arbetsrapport 97, Institutionen för skogsekonomi, Sveriges lantbruksuniversitet.
- Läkemedelsinformationskommittén, [1986], "Rekommendation; Behandling av mild hypertoni". *Läkartidningen*, Vol 52, s 4464-4465.
- Mitchell, R C & Carson, R T, [1989], *Using Surveys to Value Public Goods*. Resources for the Future, Washington D.C.
- Nationalföreningen mot hjärt- och lungsjukdomar, [1987], *Riktlinjer för behandling av högt blodtryck*.
- Sellar, C J, Chavas, J P & Stoll, J R, [1986], "Specification of the Logit Model: The Case of Valuation of Nonmarket Goods". *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol 13, s 382-390.

Thompson, M S, [1986], "Willingness to Pay and Accept Risks to Cure Chronic Disease". *American Journal of Public Health*, Vol 76, s 392-396.

Weinstein, M C & Stason, W B, [1976], *Hypertension: A Policy Perspective*. Harvard.

Weinstein, M C & Stason, W B, [1985], "Cost-Effectiveness of Interventions to Prevent or Treat Coronary Heart Disease". *Annual Review of Public Health*, Vol 6, s 41-63.