

Ida Ringdal

Etterspørsel etter helsegoder

- en litteraturoversikt og metaregresjonsanalyse

Notater I denne serien publiseres dokumentasjon, metodebeskrivelser, modellbeskrivelser og standarder.

© Statistisk sentralbyrå, januar 2010 Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.	Standardtegn i tabeller	Symbol
ISBN 978-82-537-7729-2 Trykt versjon	Tall kan ikke forekomme	.
ISBN 978-82-537-7730-6 Elektronisk versjon	Oppgave mangler	..
ISSN 1891-5906	Oppgave mangler foreløpig	...
Emne: 03.90	Tall kan ikke offentliggjøres	:
Trykk: Statistisk sentralbyrå	Null	-
	Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	0
	Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	0,0
	Foreløpig tall	*
	Brudd i den loddrette serien	—
	Brudd i den vannrette serien	
	Desimaltegn	,

Sammendrag¹

Denne oppgaven har som målsetning å beskrive markedet for helsegoder og finne ut hvordan individer og husholdningers etterspørsel etter helsetjenester endres når inntekten deres endres. I denne sammenheng er vi i hovedsak ute etter å finne et godt estimat for inntektselastisiteten for helsegoder. Vi vil gi en oversikt over internasjonal litteratur på området, og gjennomføre en metaanalyse av alle estimater av inntektselastisiteter publisert i de to mest anerkjente tidsskriftene innenfor helseøkonomi.

I kapittel 2 ser vi på konsumentteorien både for etterspørsel etter helsegoder og standard konsumentteori, slik den er beskrevet i for eksempel Rødseth (1997), for å se om og hvordan disse skiller seg fra hverandre. Som spesielle helseøkonomimodeller ser vi nærmere på den såkalte Grossman-modellen og modellen som er beskrevet i artikkelen av Hey og Patel (1983). I Grossman-modellen blir helse sett på som en kapitalbeholdning individene kan investere i med egen produksjon og kjøp av medisinske varer og tjenester. Modellen til Hey og Patel fokuserer på avveiningen mellom forebyggende og kurative helsetjenester.

I kapittel 3 vil vi gi en kort gjennomgang av en del empirisk litteratur som finnes på området om sammenhengen mellom inntekt og helse. Hovedfunnene viser at inntektselastisiteten der datagrunnlaget er tall på individnivå er klart mindre enn én, ganske nær null, mens den er nær eller større enn én når vi har makrodata. Vi ser også at det har vært en relativt stor og langvarig diskusjon om hvorvidt helse er et luksusgode på det nasjonale plan. I dag er det fortsatt ikke enighet om dette, men forskningen nå drar nytte av nye og bedre databaser som for eksempel OECD Health Data. På individnivå er det tilsynelatende enighet om at inntektselastisiteten er klart mindre enn én, i alle fall når man ser på land som har godt utbygde forsikringsordninger.

Hoveddelen av denne oppgaven er en metaregresjonsanalyse vi utfører på data fra artikler publisert i tidsskriftene *Journal of Health Economics* og *Health Economics* som inneholder

¹ Dette notatet er en revidert versjon av min masteroppgave i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Oslo. Jeg vil gjerne takke min veileder Jørgen Aasness for god og inspirerende veiledning gjennom hele prosjektet, samt alle andre ved Statistisk sentralbyrå som har bidratt til prosessen. Jeg vil også takke Brita Bye og Terje Skjerpen for god hjelp og nyttige kommentarer til den reviderte versjonen av oppgaven.

estimerer av inntektselastisiteten etter helsegoder. Metaregresjonsanalyse er en analyse av analyser og er en metode for å sammenligne resultater fra forskjellige, men sammenlignbare studier for å oppnå enighet om empiriske resultater som tilsynelatende spriker i alle retninger. Kapittel 4 gir en innføring i og oversikt over teorigrunnlaget for metaregresjonsanalysen vi utfører i kapittel 5.

En metaregresjonsanalyse har flere fordeler fremfor en mer tradisjonell litteraturoversikt som den vi gir i kapittel 3. Den er mer objektiv både fordi andre kan etterprøve metodene som er brukt med de samme dataene fordi disse er tilgjengelig for alle og fordi subjektiviteten i forhold til hva som er en "god" og "dårlig" studie blir erstattet av objektive statistiske metoder.

Innenfor rammene av denne masteroppgaven vil det ikke være mulig å inkludere alle publiserte artikler, slik man helst burde gjøre når man utfører en metaregresjonsanalyse. Dermed blir det viktig at de estimatene vi bruker som input i modellen vår er gode og vi har derfor begrenset søket til artikler i to anerkjente helseøkonomiske tidsskrifter, *Journal of Health Economics* og *Health Economics*. Disse tidsskriftene er blant de mest siterte av alle økonomiske tidsskrifter. Vi fant 13 artikler som inneholdt estimerer for inntektselastisiteten etter helsegoder. Flere av disse inneholdt mange estimerer og fra mange land. Dette utgjør dermed datagrunnlaget for vår metaregresjonsanalyse. Til estimeringene har vi benyttet programvaren PcGive i GiveWin.²

I regresjonsanalysen legger vi særlig vekt på å undersøke om det er noe å hente ved å bruke vektet minste kvadraters metode (VMKM) i stedet for vanlig minste kvadraters metode (MKM). VMKM bruker de oppgitte standardavvikene fra hver artikkel som vektgrunnlag. Vi forventer på forhånd at vektning vil føre til bedre estimerer fordi artikler med mye usikkerhet blir mindre vektlagt enn artikler der de estimerte inntektselastisitetene er sikrere. Dette blir bekreftet gjennom vår analyse. Alle estimatene våre får mye mindre standardavvik og betydelig høyere t-verdier ved å bruke VMKM fremfor MKM.

Vårt hovedmål er å finne estimerer for inntektselastisiteten for helsegoder. Det kan tenkes at en mengde forhold spiller inn på hvor stor den sanne inntektselastisiteten er. Vår

² GiveWin 2.10 og PGive 10.1.

metaregresjonsmodell er enkel og inneholder kun to dimensjoner av forklaringsvariable; mikro-/makrodata og tidsserie-, tverrsnitts- eller paneldata. Metaregresjonen viser at datagrunnlaget for estimeringen av inntektselastisitetene har mye å si. Individ- eller mikrodata vil gi elastisiteter som er nær null, mens makrodata vil gi elastisiteter som er én eller større. Våre resultater bekrefter dermed at helse kan betegnes som et luksusgode på makronivå og som et nødvendighetsgode på individ- eller husholdningsnivå, slik vi fant ved gjennomgang av den empiriske litteraturen i kapittel 3. I den andre dimensjonen finner vi at tidsseriedata gir de høyeste estimatene, tverrsnittsdata de nest høyeste estimatene, mens paneldata gir de laveste estimatene for inntektselastisiteten.

Vårt datagrunnlag er lite og dette er en åpenbar ulempe med denne metaregresjonen. For videre forskning bør man utvide databasen med flere artikler som inneholder estimater for inntektselastisiteten. Dermed vil man få mulighet til å inkludere flere forklaringsvariable slik at vi kan predikere den riktige inntektselastisiteten for visse kategorier. En slik studie kan eventuelt bygge videre på angrepsmåte, database og empiriske resultater fra denne masteroppgaven. Min vurdering er at slike metaanalyser har et stort potensiale for å oppsummere den empiriske forskningen på et felt og peke på viktige muligheter for videre forskning.

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	3
1. Innledning	7
2. Konsumentteori for etterspørsel etter helsegoder	9
2.1. Standard nyklassisk konsumentteori	9
2.2. Problemer med standard konsumentteori i en helseøkonomisk sammenheng	13
2.3. Grossman-modellen	16
2.4. En modell med både kurative og forebyggende helsetjenester	24
3. Empiriske studier av etterspørsel etter helsegoder - en introduksjon og oversikt	27
4. Metaregresjonsanalyse - teori	30
5. Metaanalyse for inntektselastisiteter etter helsegoder	35
5.1. Eksempel på metaregresjonsanalyse - "Is health care really a luxury?" av Blomqvist og Carter (1997).	35
5.2. Utvidelse av metaregresjonen	39
5.3. Videre utvidelse av metaregresjonsanalysen - forslag til videre arbeid	52
6. Konklusjoner	54
Referanser	56
Vedlegg A	58
Vedlegg B	61
Vedlegg C	65
Vedlegg D	68

1 Innledning

Helsetjenester og -varer, heretter kalt helsegoder, har aldri før utgjort en så stor andel av det norske brutto nasjonalprodukt (BNP) som det gjør i dag. I 1970 var andelen som ble brukt på helseutgifter 4,0 % av BNP, mens andelen i 2003 var steget til 9,6 %³. Norge er et av de landene som bruker mest penger på helse som andel av BNP. USA som har den største andelen, brukte i 2003 ca 14 % av BNP på helserelaterte utgifter. Vi har de siste tiårene sett en voldsom utvikling i hva som er mulig å behandle, og sykdommer man før bare måtte leve med kan nå kureres. Dette gir grunn til å studere markedet for helse nærmere og for å se om ressursene blir brukt på en slik måte at ikke samfunnet lider under ineffektiv allokering og bruk av dem.

Analyser av helsemarkeder skiller seg fra det en betrakter i standard økonomisk teori som for eksempel i Rødseth (1997). Det man har betalingsvillighet for er god helse, men det får man gjennom å kjøpe helsegoder og ved å gjøre en egeninnsats. Altså er etterspørselen etter helsegoder en avledet etterspørsel fra etterspørselen etter god helse. I Norge er mange helsetjenester gratis, som helsetjenester for barn og sykehusopphold, mens andre tjenester har en egenandel som ikke dekker produksjonskostnadene, for eksempel vanlige besøk hos fastlege. I tillegg har vi de senere årene sett en kraftig økning i private tilbydere som enten får dekket deler av kostnadene fra staten, slik at pasientene fortsatt betaler en slags egenandel, eller der pasienten fullt ut må betale hele produksjonskostnaden selv. Dette kan særlig gjelde plastisk kirurgi eller tilfeller der det offentlige har et tilbud med ventetid og pasienten ikke ønsker å stå i kø. I tillegg til å kjøpe kurative tjenester som legetjenester og medisiner ligger en stor del av begrepet god helse i forebyggende arbeid. Dette handler om et sunt kosthold, trening, å avstå fra alkohol og tobakk etc.

I Statistisk sentralbyrå (SSB) er det planer om å splitte opp helse-, omsorgs- og utdanningssektorene i MSG6-modellen⁴ for å bedre kunne modellere og predikere de forandringer og utfordringer helse-, omsorgs- og utdanningssektorene står ovenfor. Her

³ Kilde: OECD Health Data 2005

⁴ MSG står for Multi Sectoral Growth og er en generell likevektsmodell for norsk økonomi som brukes i Statistisk sentralbyrå. MSG6 er den utgaven av modellen som er i bruk i dag.

kommer modellen KONSUM inn, en frittstående konsummodell utviklet i flere versjoner av blant annet Jørgen Aasness i Forskningsavdelingen i SSB. Se for eksempel Sommervoll og Aasness (2001), Schroyen og Aasness (2006) og Nygård og Aasness (2003) for dokumentasjon og eksempler på bruk av KONSUM. KONSUM benyttes både som en frittstående konsummodell og inngår som en delmodell i MSG. Den beskriver norske husholdningers konsumentadferd, bygget på nyklassisk konsumentteori. Man antar svak separabilitet i konsumet slik at man kan sette opp et nyttetre i flere nivåer. Denne oppgaven skal ikke gi en dokumentasjon eller være en videreutvikling av KONSUM, men heller gi et grunnlag for hvordan modellen kan utvides til å ta inn over seg de utfordringene helsesektoren står overfor.

Oppgaven vil derfor se nærmere på standard nyklassisk konsumentteori og hvordan forutsetningene for denne teorien kan bli brutt når vi analyserer helsemarkeder. Dette handler om usikkerhet, risiko og mangel på priser i deler av markedet. Rasjonering av helsetjenester på andre måter enn ved betaling blir også diskutert. Deretter vil vi se på en modell som spesifikt ser på etterspørsel etter helsetjenester, Grossman-modellen. Her blir helse sett på som en kapitalbeholdning individene kan investere i med egen produksjon og kjøp av medisinske varer og tjenester. En annen modell, foreslått av Hey og Patel (1983), som også ser på etterspørselen etter helsegoder vil bli presentert. Her belyses avveiningen mellom forebyggende og kurative helsetjenester.

Som bakgrunnsmateriale for KONSUM med vekt på helse, omsorg og utdanning, KONSUM-HOU, er det viktig å finne gode estimater for hvordan husholdningenes etterspørsel etter helsegoder påvirkes av inntekten. Altså er inntektselastisiteter for helse viktige. Til dette formålet vil vi både gi en tradisjonell oversikt over en del litteratur på området og benytte oss av metaregresjonsanalyse med utgangspunkt i estimater i deler av den litteraturen som finnes på området i internasjonale tidsskrifter. Til estimeringene i metaregresjonsanalysen har vi benyttet programvaren PC-Give i GiveWin. Oppgaven avsluttes med å se nærmere på hvordan metaregresjonsanalysen kan utvides slik at resultatene herfra kan brukes i modellene i Statistisk sentralbyrå.

2 Konsumentteori for etterspørsel etter helsegoder

I dette kapitlet vil vi se nærmere på mikroøkonomisk teori som kan brukes til å forklare etterspørselen etter helsegoder. Standard nyklassisk konsumentteori, som for eksempel i Rødseth (1997), gir et bilde på hvordan rasjonelle aktører med full informasjon tilpasser seg priser og inntekt. Deler av denne teorien blir presentert i kapittel 2.1. I en helseøkonomisk kontekst vil en del av standardforutsetningene for denne teorien brytes. Eksempler på dette kan være at aktørene blir stilt ovenfor mangelfull informasjon, leger og annet helsepersonell har mer informasjon om sykdom og behandling enn den som får behandlingen og hvis man er akutt syk kan man ikke lenger ta valg selv. Dette blir beskrevet nærmere i kapitlene 2.2- 2.4.

2.1 Standard nyklassisk konsumentteori

Vi har her en representativ konsument som maksimerer sin nytte gitt et budsjett.

Nyttefunksjonen kan skrives som

$$(2.1) \quad u(x_1, x_2, \dots, x_n) = u(\bar{x})$$

med budsjettbetingelsen

$$(2.2) \quad \sum_{i=1}^n p_i x_i = m$$

der \bar{x} er en godevektor bestående av n konsumgoder, p_i er prisen tilordnet hver x_i og m er konsumentens budsjett.

Ved å maksimere (2.1) gitt (2.2) får vi Marshallske etterspørselsfunksjoner for alle godene som funksjoner av prisene og total forbruksutgift, se likning (2.3)

$$(2.3) \quad x_i = x_i^M(\bar{p}, m).$$

Dersom vi i stedet er opptatt av at konsumenten skal ha et gitt nyttenivå kan vi velge å minimere total forbruksutgift gitt et nyttenivå, f.eks.

$$(2.4) \quad u(\bar{x}) = u^0$$

Problemet blir da å minimere (2.2) gitt (2.4). Fra dette får vi etterspørselsfunksjoner som blir kalt Hicks-etterspørselsfunksjoner eller kompenserte etterspørselsfunksjoner. De "gir uttrykk for hvordan etterspørselen vil variere med prisene når konsumenten får en inntektskompensasjon [...] slik at han kan holde seg på det samme nyttenivået." (Rødseth 1997). Dette er altså funksjoner av priser og det gitte nyttenivået, se likning (2.5).

$$(2.5) \quad x_i = x_i^H(\bar{p}, u^0)$$

For å undersøke hvordan etterspørselen endres ved pris- eller inntektsendringer er det særlig nyttig å se på de respektive elastisitetene. Elastisitetene passer særlig godt til metaregresjonsanalysen vi senere skal utføre fordi dette er størrelser som er uavhengige av måleenheter.

Inntektselastisiteten (Engelastisiteten) er et mål på hvordan etterspørselen endres når inntekten endres. Den beskriver hvor mange prosent etterspørselen endres når inntekten øker med én prosent. Er inntektselastisiteten positiv kalles godet et normalt gode og er den negativ kalles det et mindreverdige gode. Om inntektselastisiteten er større enn én har vi med et inntektselastisk gode å gjøre. Dette betyr at godet vil få en større budsjettandel når inntekten øker og det kalles da et luksusgode. Er inntektselastisiteten for et gode mindre enn én kalles det et nødvendighetsgode.

$$(2.6) \quad IE_i = El_m x_i^M = \frac{\partial x_i^M(\bar{p}, m)}{\partial m} \frac{m}{x_i^M(\bar{p}, m)}$$

Likning (2.6) er inntektselastisiteten til gode i. Summen av alle inntektselastisitetene vektet med sine respektive budsjettandeler ($\frac{p_i x_i^M(\bar{p}, m)}{m}$) er lik én.

Priselastisiteten beskriver hvor mange prosent etterspørselen etter vare i endres når prisen på vare j øker med én prosent.

$$(2.7) \quad e_{ij} = El_{p_j} x_i^M = \frac{\partial x_i^M(\bar{p}, m)}{\partial p_j} \frac{p_j}{x_i^M(\bar{p}, m)}$$

Likning (2.7) er pris- (eller Cournot-) elasticiteten. Når $i = j$ snakker vi om den direkte priselasticiteten og når $i \neq j$ snakker vi om en krysspriselasticitet. Når $|e_{ii}| < 1$ sier vi at etterspørselen etter vare i er uelastisk og når $|e_{ii}| > 1$ er den elastisk.

Vi kan også se på Slutskyelasticiteten (eller den kompenserte priselasticiteten). Denne stammer fra Slutskylikningen som dekomponerer en etterspørselsendring som følge av prisøkning i en inntekts- og en substitusjonseffekt:

$$(2.8) \quad \frac{\partial x_i^M}{\partial p_j} = \frac{\partial x_i^H}{\partial p_j} - x_j \frac{\partial x_i^M}{\partial m} \quad \text{når } i \neq j$$

Setter vi likning (2.8) på elasticitetsform ser vi at

$$(2.9) \quad e_{ij} = S_{ij} - \alpha_j IE_i \Leftrightarrow S_{ij} = e_{ij} + \alpha_j IE_i \quad \text{når } i \neq j$$

der S_{ij} er Slutskyelasticiteten og α_j er gode j 's budsjettandel. Slutskyelasticiteten ser på endringen i etterspørselen når konsumenten får en kompensasjon for å opprettholde det samme nyttenivået som før (jf. Hicks' etterspørselsfunksjoner). Slutskyelasticiteten måler altså substitusjonseffekten siden det forutsettes at nyttenivået er uendret.

Det er ofte hensiktsmessig å slå enkelte varer sammen til en større gruppe som man behandler som et vanlig gode i nyttemaksimeringen. For eksempel kan man se på mat som ett gode samtidig som vi vet at det består av mange forskjellige matvarer. Hicks' teorem om sammensatte goder sier at "etterspørselsfunksjonene etter et sammensatt gode har samme egenskaper som vanlige etterspørselsfunksjoner når de innbyrdes relative prisene er konstante" (Rødseth 1997). Om vi antar svak separabilitet kan godene deles inn i grupper der nytten ikke avhenger av kvantum i de andre gruppene. Dette gjør at vi kan studere etterspørselen etter godene på ulike aggregeringsnivåer. For å vise strukturen i nyttefunksjonen kan det være nyttig å sette opp et nyttetre. Beslutningsprosedyren kan

dermed modelleres i flere steg. Først bestemmes utgiftene til hovedgruppene, deretter fordeles totalutgiftene til hver hovedgruppe på de forskjellige undergruppene. Denne siste avgjørelsen avhenger kun av total utgift til fordeling til denne gruppen og prisene på lavere nivåer av nyttetreet. Modellen KONSUM benytter seg av slik nyttetrespesifikasjonen.

Den klassiske konsumentteorien tar ikke eksplisitt inn over seg at husholdningene ikke bare passivt konsumerer alle godene de etterspør, men at de også bruker disse som innsatsfaktorer i egen produksjon. For eksempel vil elektrisitet være en innsatsfaktor i produksjonen av mat som igjen kan sees på som en innsatsfaktor til de mer grunnleggende behovene for energi, smaksopplevelser, vitaminer etc. Dette er teorier særlig Kelvin Lancaster har utviklet (se Lancaster (1966) og Lancaster (1971) for nærmere beskrivelser). Dersom vi ser på nyttefunksjonen som svakt separabel kan følgende tolking av teorien være nærliggende: De varene og tjenestene konsumenten kjøper i markedet er (q_1, q_2, \dots, q_n) . Disse er egentlig innsatsfaktorer i produksjonen av de egentlige godene konsumenten verdsetter (x_1, x_2, \dots, x_g) . v_1, v_2, \dots, v_g er da produktfunksjoner som er homogene av grad 1 i prisene. q_1, \dots, q_m er kvanta av de varene og tjenestene konsumentene kjøper i markedet og p_1, \dots, p_m er de tilhørende prisene. La videre q_{ij} være det kvantumet av vare i som blir brukt i produksjonen av gode j . Da kan modellen uttrykkes slik:

$$(2.10) \quad U = u(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$$(2.11) \quad x_j = v_j(q_{1j}, q_{2j}, \dots, q_{mj}), j = 1, 2, \dots, n$$

$$(2.12) \quad q_i = \sum_{j=1}^n q_{ij}, i = 1, 2, \dots, m$$

$$(2.13) \quad \sum_{i=1}^m p_i q_i = y$$

Likning (2.10) er konsumentens nyttefunksjon som avhenger av godene x_1, x_2, \dots, x_g . Videre har vi produktfunksjonene for de enkelte godene, (2.11), og totalt forbruk av de enkelte varene, (2.12). Likning (2.13) er budsjettbetingelsen som sier at total forbruksutgift er lik inntekten og vi antar at denne betingelsen binder i optimum. Vi har dermed funnet fram til et sett av betingelser som til sammen bestemmer allokeringen av de ulike godene for konsumenten. Gevinsten med å se på konsumentteorien på denne måten er at vi ex ante kan

vite en hel del om individenes produktfunksjoner. Vi vet for eksempel at ved ikke er et nært substitutt for brød, men at en rød Volvo er et nært substitutt for en grå Volvo. Ved å gjøre forutsetninger av denne typen kan vi komme fram til en teori som er rikere på implikasjoner enn den generelle konsumentteorien som ikke inneholder noen forklaringer på hvorfor noen goder er nærere substitutter enn andre annet enn spesifikke preferanser. Problemet med modeller med produksjon i husholdningen er at mange av godene husholdningene ønsker ikke kan observeres direkte. Dette gjelder for eksempel naturopplevelser, god helse og smaksopplevelser. Man kan unngå dette problemet med selv å velge hvor langt inn i konsumentens preferanser man vil gå for å finne de egentlige godene, men man må uansett gjøre et bevisst valg med hensyn på hva som er de egentlige godene. Det er lettere å observere de faktiske kvanta av varene konsumenten kjøper i markedet og det er derfor vanligere å bruke målbare kvanta som det konsumenten egentlig ønsker seg. Som vi senere skal se kan dette rammeverket utvides til å gjelde helse og helsegoder.

2.2 Problemer med standard konsumentteori i en helseøkonomisk sammenheng

Markedet for helsegoder skiller seg fra standardmarkedet vi vanligvis fokuserer på i økonomifaget. Eksempler kan være at en konsument i hovedsak ikke vet hvordan helsen vil være i fremtiden, han har ikke fullstendig informasjon om alle mulige virkninger og bivirkninger av en behandling, en mindre kostnadskrevenende behandling kan ha vel så god effekt som en dyr behandling, men aktøren velger å ha større tiltro til den dyre behandlingen, og så videre. Vi kan også observere at tilsynelatende rasjonelle aktører utsetter seg for avhengighetsskapende forbruk av et gode som ødelegger helsen, for eksempel sigarettøyking og alkoholmisbruk. Dette kan gjøre det vanskelig å bruke standard konsumentteori for å analysere dette markedet.

Markedet for helsegoder kjennetegnes blant annet ved asymmetrisk informasjon og tilbudsindusert etterspørsel. Asymmetrisk informasjon kan være at pasient, behandler og forsikrer har forskjellig informasjon om risiko for sykdom/skade og effekt av behandling. Dette kan også betegnes som prinspal-agent-problemer. Det vil si at en prinspal (pasienten) delegerer avgjørelser om egen helse til en agent (legen) som ofte også står for selve behandlingen. Tilbudsindusert etterspørsel vil si at det er legen som skaper etterspørsel etter

helsetjenester ved at hun anbefaler behandling som pasienten ikke i utgangspunktet var klar over at han trengte og som pasienten kanskje heller ikke trenger.

Asymmetrisk informasjon trenger ikke å være et problem for hvordan man modellerer et marked. De aller fleste markeder har en viss grad av asymmetrisk informasjon i seg. Man må derfor gjøre et individuelt valg når man står ovenfor et marked angående om asymmetrien er så stor at man må modellere markedet på en annen måte enn det som er vanlig.

I de fleste land har man godt utbygde forsikringsordninger for finansiering av helsetjenestene. I noen land er forsikringsordningene i hovedsak offentlige og finansieres via den generelle skattebelastningen (som i Norge), mens de i andre land finansieres av private ordninger (som i USA). Ved at man går inn i en forsikringsordning betaler man en premie mot en sikker utbetaling dersom en spesifisert usikker hendelse inntreffer, for eksempel at man blir syk og ute av stand til å arbeide. I og med at helsetilstanden til den enkelte konsument er privat informasjon⁵ vil det føre til et tap for forsikringsselskapet å tilby full og rettferdig forsikring⁶. Dersom det finnes to grupper i samfunnet der den ene gruppen har høy risiko ex ante for å bli syk og den andre gruppen har lav risiko vil gruppen med høy risiko ønske å kjøpe forsikringen til gruppen med lav risiko dersom forsikringsselskapet tilbyr full forsikring ut fra kunnskapene om fordelingen av høy- og lavrisikoindivider i samfunnet. Dermed kan ikke forsikringsselskapet tilby full forsikring til lavrisikoindividene fordi denne forsikringen ville tiltrekke seg høyrisikoindividene og kostnadene til forsikringsutbetalinger ville bli større enn inntektene fra premiene. Dersom konsumenten kan gjøre (en kostbar) handling for å redusere sjansen for å bli syk må han oppmuntres til det ved at han ikke får dekket hele tapet hvis han likevel skulle bli syk. Hvis forsikringsselskapet ga full dekning ville ikke konsumenten ha insentiver til å passe på egen helse fordi tapet ved sykdom likevel ville bli dekket.

Becker og Murphy (1988) har utviklet en teori som skal forklare hvorfor folk er villige til å bruke og betale for goder som åpenbart er dårlig for helsa i det lange løp, for eksempel røyking. Denne teorien går under navnet rasjonell avhengighet. Intuitivt vil det nok for de fleste være et motsetningsforhold mellom å være en rasjonell konsument og å være avhengig av et gode som for eksempel sigaretter, narkotika, trening etc. Becker og Murphy viser at det

⁵ Det kan stilles spørsmålsteget ved om denne informasjonen faktisk er privat når forsikringsselskaper har tilgang til hele pasientjournaler.

⁶ Definert som forventet inntekt lik forventet kostnad.

ikke nødvendigvis er noen motsetninger mellom rasjonalitet, i den forstand at konsumenten har stabile, fremadskuende preferanser, og avhengighet. "Rasjonelle konsumenter maksimerer nytten fra stabile preferanser mens de prøver å forutse de fremtidige konsekvensene av deres valg" (Becker og Murphy, 1988). En nødvendig forutsetning for at en konsument velger å bli avhengig av et gode er at konsumet i dag øker den marginale nytten av fremtidig konsum. Det er derimot ikke en tilstrekkelig forutsetning ettersom det også kan være andre faktorer som spiller inn på potensiell avhengighet. I henhold til denne teorien kan et gode være avhengighetsskapende for ett individ, men ikke for et annet, og en person kan være avhengig av ett gode, men ikke av et annet. Avhengighet involverer altså en gjensidig påvirkning mellom individer og goder. Teorien innebærer også at individer som er sterkt orienterte mot nåtiden potensielt vil være mer avhengige av skadelige goder enn individer som er mer orienterte mot fremtiden. Grunnen til dette er at en økning i tidligere konsum leder til en mindre økning i den fulle kostnaden av godet når fremtiden er kraftigere neddiskontert.

For goder som er meget sterkt avhengighetsskapende får vi ofte et "enten eller"-konsum. Gode eksempler på dette er sigarett- og narkotikaforbruk. Alkoholforbruket er som regel mer jevnt fordelt over skalaen med hovedvekten på et moderat forbruk fordi det ikke er like avhengighetsskapende for de fleste. I modellen forklares dette med at sterkt avhengighetsskapende goder gir ustabile steady state-løsninger.

Vi har dermed sett at de tilsynelatende brutte forutsetningene for konsumentteorien kan modifiseres slik at de spesielle momentene vi observerer i helsemarkedet kan forklares med varianter av vanlig økonomisk teori.

2.3 Grossman-modellen

Standardmodellen når det gjelder individers etterspørsel etter helse og helsegoder er Grossman-modellen eller Humankapitalmodellen som han selv kaller den, se Grossman (2000). Denne oversikten over modellen tar utgangspunkt i en artikkel Grossman skrev i 2000 som en oppsummering av modellen i artikkelen han ga ut nesten 30 år tidligere, Grossman (1972).

Følger vi Folland et al. (2004) ser Grossman at etterspørselen etter helse skiller seg fra den tradisjonelle tilnærmingen til konsumgoder hovedsaklig på fire måter: (i) Konsumenten ønsker ikke helsegoder, men god helse. Etterspørselen etter helsegoder er dermed en avledet etterspørsel. (ii) Konsumenten konsumerer ikke bare helse passivt fra markedet. Han produserer det også ved å bruke egen tid på helsebringende aktiviteter og medisinske varer og tjenester som innsatsfaktorer i produksjonen. (iii) Helse varer i mer enn én periode. Det kan dermed betraktes og analyseres som et kapitalgode. (iv) Helse kan behandles både som (a) et konsumgode og (b) et investeringsgode. (a) Konsumenten får en direkte nytteeffekt av bedre helse fordi han har glede av det å være frisk i seg selv. (b) God helse gjør at konsumenten får mer tid å jobbe og tjene penger slik at han kan kjøpe andre goder i markedssektoren.

Grossman mener at helsekapital er forskjellig fra andre typer humankapital. Humankapital i tradisjonell forstand som for eksempel utdanning øker produktiviteten i markedssektoren som brukes til å tjene penger så en kan kjøpe varer og tjenester. Helsekapital øker i tillegg tiden en kan bruke i denne markedssektoren. Ved å ha høy helsekapitalbeholdning reduserer man sannsynligheten for å bli syk og man kan bruke mer tid på å jobbe slik at man kan konsumere mer av alle goder eller ha mer fritid som også er et gode for konsumenten.

2.3.1 Modellen

Grossmans modell (Grossman (2000, s. 352))⁷:

Individenes intertemporale nyttefunksjon er gitt ved likning (2.14):

⁷ Parameteren ϕ_t er byttet ut med G_t for å få bedre konsistens med det Grossman skriver senere.

$$(2.14) \quad U = U(G_t H_t, Z_t), \quad t = 0, 1, \dots, n.$$

H_t er helsekapitalbeholdning, G_t er "service flow" per enhet helsebeholdning, $G_t H_t = h_t$ er totalt konsum av helse som også kan tolkes som friske dager og Z_t som kan tolkes som konsum av et aggregat eller en vektor av andre goder. H_0 er gitt, men helsekapitalbeholdningen på ethvert annet tidspunkt er endogent bestemt. n er lengden på livet og bestemmes endogent slik at livet slutter når $H_t \leq H_{\min}$. H_{\min} er et eksogent gitt nivå på helsekapitalbeholdningen som akkurat ikke er forenlig med liv. Lengden på livet bestemmes altså av mengden helsekapital som maksimerer nytten gitt visse produksjons- og ressursbeskrankninger.

Individenes nettoinvesteringer i helsebeholdningen er gitt ved likning (2.15).

$$(2.15) \quad H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t$$

(2.15) viser at nettoinvesteringene er bruttoinvesteringer, I_t , minus depresieringen. δ_t er diskonteringsraten ($0 < \delta_t < 1$). Den er eksogent gitt, men antas å øke med alderen.

Diskonteringsraten sier noe om hvor høyt konsumenten verdsetter fremtidig konsum kontra konsum i dag.

Husholdningene produserer både helse og andre varer. Disse produktfunksjonene er gitt ved likning (2.16) og (2.17).

$$(2.16) \quad I_t = I_t(M_t, TH_t; E)$$

$$(2.17) \quad Z_t = Z_t(X_t, T_t; E)$$

Konsumentene produserer bruttoinvesteringer i helse (2.16) og andre varer (2.17) som inngår i nyttefunksjonen. M er en vektor av innsatsfaktorer som bidrar til helse, X er en vektor av innsatsfaktorer i produksjon av Z -godet, TH og T er innsatsfaktoren av tid i produksjonen av henholdsvis I og Z , og E er konsumentens utdanningsnivå. Det antas at husholdningene produserer begge godene mer effektivt jo høyere utdanningsnivået er.

Konsumenten har to budsjettrestriksjoner; tid og penger. Budsjettbetingelsen summert over livet, det vil si fra $t = 0$ (starten på livet) til $t = n$ (død) er gitt ved:

$$(2.18) \quad \sum_{t=0}^n \frac{P_t M_t + Q_t X_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^n \frac{W_t T W_t}{(1+r)^t} + A_0$$

P og Q er prisene på henholdsvis M og X, W er timelønna, TW er antall timer konsumenten bruker på lønnet arbeid, A_0 er initiale eiendeler og r er markedets rentesats.

Den totale tiden tilgjengelig i enhver periode er gitt ved likning (2.19)

$$(2.19) \quad \Omega = T W_t + T H_t + T_t + T L_t$$

Ω er total tid til rådighet⁸, T_t er tid brukt i husholdningen til å produsere Z, $T H_t$ er tid brukt i husholdningen til å produsere helse, $T W_t$ er tid brukt til lønnet arbeid og $T L_t$ er den tiden som går til spille fordi konsumenten er syk.

Man vil være mindre syk når man får bedre helse, dvs. at $\frac{\partial T L_t}{\partial H_t} < 0$. h_t kan tolkes som det totale antall friske timer i et gitt år. Dermed vil $T L_t = \Omega - h_t$.

I modellen gjøres det en rekke antagelser og forenklinger. De viktigste er (i) Ingen usikkerhet. (ii) Konsumentene har perfekt informasjon. (iii) Konsumentene har konstante preferanser over tid. (iv) Konsumentene kan fritt velge M, X, TH, T og TW. (v) Det er ingen fellesproduksjon av noen varer. Det vil si at konsumenten ikke kan produsere helse og andre goder samtidig. For eksempel vil ikke modellen ta inn over seg at en tur i naturen både produserer bedre helse og dekker individets behov for fritidsopplevelser.

Nytemaksimeringsproblemet består av å maksimere individets nytte over hele livet gitt ressursbetingelsen og tidsbeskrinkingen. Førsteordensbetingelsen for optimalt nivå av helse i periode t er gitt ved (2.20):

⁸ For eksempel $24 \times 365 = 8760$ timer i løpet av et år.

$$(2.20) \quad G_t \left[W_t + \left(\frac{U h_t}{\lambda} \right) (1+r)^t \right] = \pi_{t-1} (r - \tilde{\pi}_{t-1} + \delta_t)$$

$U h_t = \frac{\partial U}{\partial h_t}$ er marginal nytte av frisk tid, λ er marginal nytte av inntekten og π_{t-1} er marginalkostnaden av bruttoinvesteringer i helse i periode t-1. $\pi_{t-1} \tilde{\pi}_{t-1}$ er en kapitalgevinstkomponent som fremkommer ved at det kan være prisforskjeller mellom periode t-1 og t.

I (2.20) ser vi at i optimum er kostnaden av en marginal økning av helsekapitalen H_t akkurat lik gevinsten. Kostnaden består av tapte inntekter ved å ikke plassere inntekten i kredittmarkedet, et monetært tap på grunn av depresiering av helsekapitalen og mulige prisforskjeller mellom periodene. Dette er høyresiden av (2.20). Gevinsten kommer i neste periode og senere som en direkte nyttegevinst ved at man får bedre helse, og at man blir mindre syk og dermed får mer tid til rådighet til å jobbe og tjene mer penger slik at man også kan konsumere mer av andre varer. Dette er venstresiden av (2.20).

Vi har i resten av kapitlet konsentrert oss om Grossmans investeringsmodell (se Grossman (2000, s. 367)) der han kun ser på virkningene som går gjennom investeringsdelen av modellen, og neglisjerer den direkte konsumeffekten av helse. Vi antar for enkelthets skyld at det ikke er noen prisforskjeller mellom periodene, dvs. at $\tilde{\pi}_{t-1} = 0$. Dette gir følgende brukerkostnad av helse per krone i optimum (se Grossman (2000, s. 367, likning 25) for en nærmere forklaring av dette uttrykket og variablene):

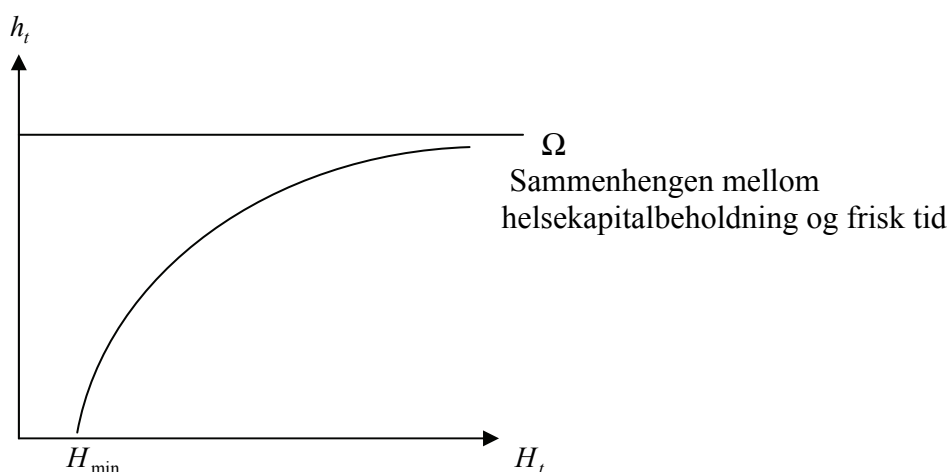
$$(2.21) \quad r + \delta_t = \frac{G_t W_t}{\pi_{t-1}}$$

$r + \delta_t$ er uavhengig av hvor mye helsekapital individet har. r bestemmes i kredittmarkedet og δ_t er eksogent gitt, men avhenger blant annet av individenes alder. $\frac{G_t W_t}{\pi_{t-1}}$ er marginal

helsekapitaleffektivitet (MEC - Marginal efficiency of (health) capital), der $G_t = \frac{\partial h_t}{\partial H_t}$ er marginalproduktet av helsekapitalbeholdningen i produksjonen av frisk tid, W_t er timelønnen og π_{t-1} er marginalkostnaden av bruttoinvesteringer i helse i periode t-1. (2.21) viser forholdet mellom helsekapitalbeholdningen H_t og avkastningen av investering i helse. Både lønnen W_t og marginalkostnaden av bruttohelseinvesteringer π_{t-1} er uavhengig av helsekapitalbeholdningen. Helningen på MEC er avhengig av hvordan marginalproduktet av helsekapital, $G_t = \frac{\partial h_t}{\partial H_t}$ avhenger av helsekapitalen. Dersom denne avtar når H_t øker vil helningen på MEC være negativ.

Sammenhengen mellom helsekapitalbeholdningen H_t og frisk tid h_t er gitt ved en funksjon som konvergerer mot det totale antall timer som finnes i perioden Ω , se figur 2.1. Det vil si at hvis individet i utgangspunktet har en lav beholdning av helsekapital vil en liten økning i denne gi en stor gevinst i form av økt mengde friske timer. Samtidig vil en økning i helsekapitalbeholdningen føre til en forholdsvis liten økning i frisk tid om H_t i utgangspunktet er stor.

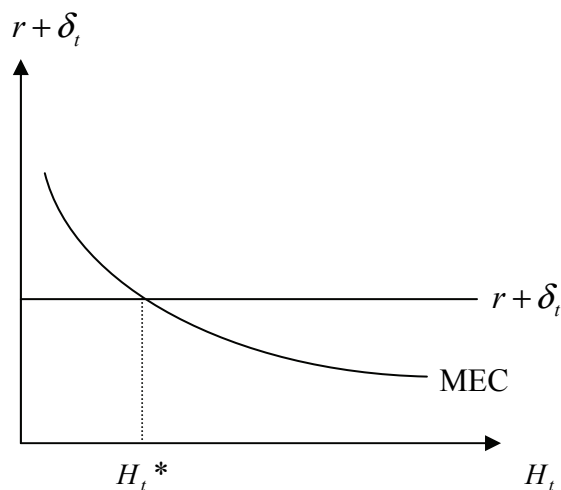
Figur 2.1 Sammenhengen mellom helsekapitalbeholdningen og frisk tid.



Fra figur 2.1 ser vi at marginal helsekapitaleffektivitet (MEC) vil være positiv fordi en økning i helsekapitalen fører til mer frisk tid. MEC vil være avtagende fordi økningen i frisk tid avtar jo høyere nivået på helsekapitalbeholdningen er.

I optimum er helsebeholdningen så stor at den marginale gevinsten er like stor som den marginale kostnaden. Modellen predikerer altså at det finnes et optimalt nivå på helsebeholdningen for hver periode. Dette blir bestemt der brukerkostnaden av helse er lik den marginale kapitaleffektiviteten, se figur 2.2.

Figur 2.2 Optimal helsekapitalbeholdning. Sammenheng mellom marginal helsekapitaleffektivitet og brukerkostnaden av helse.



2.3.2 Virkninger av eksogene sjokk i modellen.

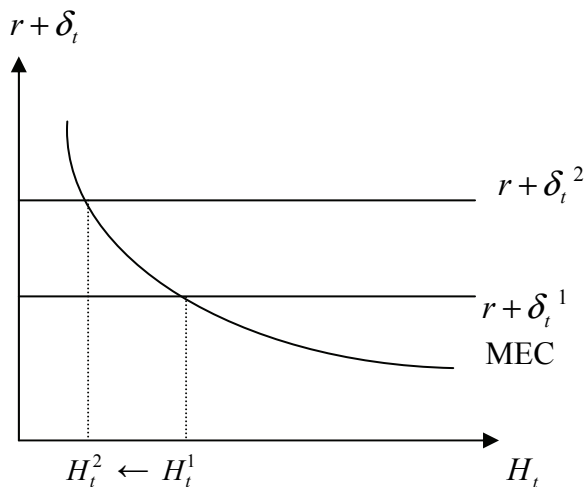
(i) $\delta_t \uparrow$ Den eksogene diskonteringsraten øker

Dette fører til at $r + \delta_t$ skifter oppover og den optimale helsekapitalbeholdningen reduseres, se figur 2.3. Gitt at diskonteringsraten øker med alderen vil den optimale helsekapitalbeholdningen reduseres med tiden inntil den blir lik H_{\min} .

Virkingen på bruttoinvesteringene i helsekapital er derimot usikker. Årsaken er at økningen i diskonteringsraten både har en etterspørsels- og tilbudssideeffekt. Økt diskonteringsrate reduserer mengden helsekapital konsumentene etterspør samtidig som den reduserer mengden

tilbudt helsekapital per investert enhet for konsumentene. Disse effektene har motstridende effekter på bruttoinvesteringene i helsekapital. Hvis endringen i tilbudt helsekapital er større enn endringen i etterspørselen har konsumentene et insentiv til å tette gapet med å investere mer i helsen. Hvis derimot etterspørselsvirkningen er størst vil bruttoinvesteringene falle med alderen. Det kan vises at om priselastisiteten er mindre enn én, $\varepsilon = El_{r+\delta}H < 1$, er dette en tilstrekkelig betingelse for at bruttoinvesteringene er positivt korrelert med diskonteringsraten. Bruttoinvesteringene og helsekapitalbeholdningen vil være negativt korrelert over livssyklusen, dvs. at tilbudsideeffekten er større enn etterspørselseffekten. Dette forklarer den observerte sammenhengen at eldre mennesker etterspør mer helsetjenester samtidig som helsen blir dårligere. Sammenhengen mellom frisk tid (h_t) og helsekapitalbeholdningen (H_t) antyder at priselastisiteten av helse faktisk er mindre enn én (se Grossman (2000), s. 370 for en nærmere beskrivelse av dette).

Figur 2.3 Virkning av økt depresieringsrate på optimalt nivå av helsekapitalbeholdningen.



(ii) $W_t \uparrow$ En lønnsøkning i periode t

Jo høyere en konsuments lønnsats er jo mer er frisk tid verd for ham. Bruker han denne friske tiden på å jobbe, tjener han mer slik at han kan kjøpe flere goder i markedssektoren som brukes som konsumgoder og som innsatsfaktorer i produksjonen av helse og andre goder. Dette trekker i retning av høyere helsekapitalbeholdning. I motsatt retning trekker det at tiden som brukes i produksjonen av helsekapital er blitt dyrere. Dersom bruttoinvesteringer i helse

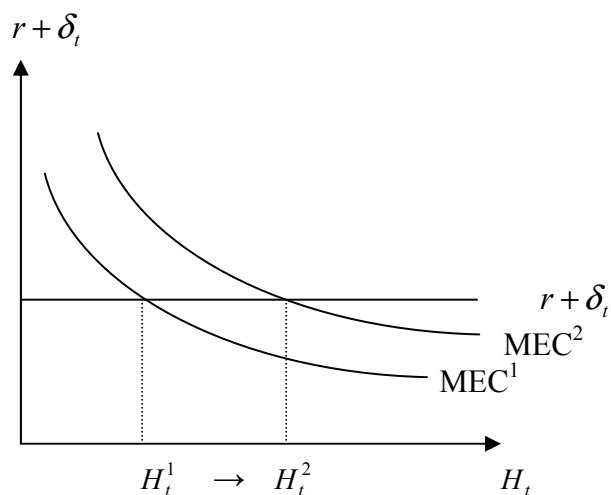
produseres både av goder kjøpt i markedet og ved hjelp av egen tid som for eksempel trening, vil den totale effekten bli at helsekapitalbeholdningen øker som følge av at $W_t \uparrow$.

(iii) $E \uparrow$ Økt utdanningsnivå

Grossman antar at høyere utdanning medfører at produktiviteten i husholdningen øker.

Utdanning øker altså marginalproduktet av faktorinnsatsen i produksjonen av helse. Dermed kan man bruke mindre av begge innsatsfaktorene (M og TH) og få det samme nivået på bruttoinvesteringene. Dette gjør at MEC skifter oppover og dermed øker den optimale mengden av helsekapital, se figur 2.4.

Figur 2.4. Virkning av økt utdanningsnivå på optimalt nivå av helsekapitalbeholdningen.



Denne forklaringen tar ikke inn over seg kostnadene til utdanning og er bare en av mange mulige forklaringer på hvorfor utdanning øker helseetterspørselen. Andre forklaringer kan for eksempel være at utdannede mennesker velger en annen sammensetning av innsatsfaktorer i produksjonen av helse fordi de er bedre informert. Utdanning kan også endre tidspreferansene. Dette betyr at med høyere utdanning verdsetter man fremtiden mer enn uten utdanning slik at det vil være mer attraktivt å investere i fremtidig helse.

Det kan også være mulig at utdanning i seg selv ikke har en innvirkning på etterspørselen etter helse, men at det er de samme menneskene som velger å ta høyere utdanning som også velger å investere i helsen sin. Begge deler gir uttrykk for et syn om at de verdsetter fremtiden høyere enn de med lavere utdannelse som ikke investerer like mye i helse. Ved en

gjennomgang av den empiriske litteraturen finner Grossman at utdanning (målt som år med formell skolegang) er den viktigste årsaken til god helse, viktigere enn både yrke og inntekt (se Grossman (2000)).

2.4 En modell med både kurative og forebyggende helsetjenester

En modell som belyser etterspørselen etter helsegoder fra et annet perspektiv enn Grossmanmodellen er modellen i artikkelen av Hey og Patel (1983). Denne modellen ser på etterspørselen av kurative vs. forebyggende helsetjenester, det vil si "den optimale allokeringen av utgifter på forebygging og behandling" (Hey og Patel 1983, s. 119). De er altså opptatt av å finne det optimale forholdet mellom utgifter på forebyggende helsetjenester for å forhindre at man blir syk dersom man er frisk, og den optimale mengden av kurative helsetjenester til å behandle sykdom om man er syk.

Modellen har to tilstander individet kan befinne seg i. Enten er man syk eller så er man frisk. Sannsynligheten for å være frisk i periode $t+1$ hvis man er frisk i periode t er $p(x)$ og sannsynligheten for å bli frisk i periode $t+1$ hvis man er syk i periode t er $q(y)$. Dvs. at sannsynlighetene for at man er syk i periode $t+1$ hvis man henholdsvis er frisk og syk i periode t er $(1-p(x))$ og $(1-q(y))$. x er den innsatsen man legger ned i forebyggende helsetjenester og y er den mengden kurative helsetjenester man benytter om man er blitt syk. Den disponible inntekten (R) avhenger av om man er frisk eller syk, mens bruttoinntekten (I) er den samme i begge tilstandene ($R = I - Px$ hvis man er frisk og $R = I - Qy$ hvis man er syk). P er prisen på forebyggende helsetjenester og Q er prisen på kurative helsetjenester).

Individenes nytte er $U(R) = \begin{cases} V(R) & \text{hvis man er frisk} \\ W(R) & \text{hvis man er syk} \end{cases}$. Individene lever et uendelig antall

perioder. Forventet fremtidig nytte når man er i periode T er $\sum_{t=T}^{\infty} r^{t-T} U(R_t)$. r er en konstant diskonteringsfaktor. v er den maksimale fremtidige nytten dersom individet er friskt i dag, w er den maksimale fremtidige nytten dersom individet er sykt i dag. Forskjellen mellom den maksimale nytten avhengig av utgangspunkt er definert som $u = v - w$.

Maksimeringsproblemet består i å velge nivåer på x og y slik at fremtidig nytte blir maksimert. Førsteordensbetingelsene for dette er bl.a. gitt ved likning (2.22) og (2.23).

$$(2.22) \quad PV'_R(I - Px) = rup'_x$$

$$(2.23) \quad QV'_R(I - Qy) = ruq'_y$$

Fra likning (2.22) ser vi at det optimale nivået for x i denne perioden bestemmes der hvor den marginale kostnaden i dag (venstresiden av (2.22)) er lik den fremtidige forventede gevinsten av de forebyggende helsetjenestene (dvs. høyresiden av (2.22)). Et tilsvarende argument for y får vi fra (2.23). For begge helsetjenestene gjelder det at i optimum er marginalkostnadene i dag lik den fremtidige forventede marginale gevinsten av helsetjenestene summert over alle fremtidige perioder.

Hvis prisen på forebyggende helsetjenester øker fører det til en reduksjon av etterspørselen etter disse tjenestene. I tillegg vil det bli mindre attraktivt å bli frisk hvis man allerede er syk og etterspørselen etter kurative helsetjenester vil også synke. Dersom det blir dyrere med kurative helsetjenester vil etterspørselen etter forebyggende helsetjenester øke fordi det nå er dyrere å bli syk. Effekten på etterspørselen etter de kurative tjenestene har to motstridende effekter: Det blir dyrere å kjøpe tjenestene i dag, samtidig som det blir mer attraktivt å bli frisk i senere perioder av livet.

Dersom effektiviteten av de forebyggende helsetjenestene øker vil det føre til en økning i etterspørselen etter både forebyggende og kurative helsetjenester fordi den forventede nytten av å være frisk sammenlignet med å være syk øker. Dersom effektiviteten av de kurative helsetjenestene øker må man skille mellom to typer endring, en økning i h og b i henholdsvis $hq(y)$ og $q(y) + b$. Begge endringene fører til at det blir mindre attraktivt å foreta preventive handlinger, altså vil etterspørselen etter preventive helsetjenester reduseres. Hvis den marginale effektiviteten av helsetjenestene øker, altså $h \uparrow$, fører det til en økning i etterspørselen etter kurative helsetjenester. Individene får nå bedre avkastning av de utgiftene de legger i helsetjenestene. Dersom den bedrede effektiviteten ikke innvirker på avkastningen av utgiftene til kurative helsetjenester, det vil si at $b \uparrow$, vil etterspørselen etter kurative

helsetjenester i denne modellen reduseres. Et eksempel på dette kan være at det har blitt færre bakterier på sykehusene slik at man unngår unødvendige infeksjoner.

Denne modellen er i overkant enkel og det er mange aspekter ved den man kan kritisere. Bl.a. er sannsynlighetene for å bli hhv. frisk og syk uavhengig av alder og tidligere helsestatus. I modellen er man enten syk eller frisk, dvs. at døden aldri inntreffer. Inntekten er uavhengig av helsen og det finnes ikke noen form for forsikring som kan redusere prisen på kurative helsetjenester, noe som er vanlig i de aller fleste land enten gjennom individuelle forsikringsavtaler eller gjennom et offentlig tilbud. Forebyggende og kurative helsetjenester kan heller ikke etterspørres samtidig i modellen. Likevel viser modellen at det er mulig å modellere helsemarkedet på en annen måte og få et annet perspektiv på etterspørselen etter helsegoder enn det Grossmanmodellen har.

3 Empiriske studier av etterspørsel etter helsegoder - en introduksjon og oversikt

En rekke studier har foretatt undersøkelser om hva som påvirker etterspørselen etter helsegoder og sammenhengen mellom inntekt og helse. En nylig publisert oversiktsartikkel i Økonomisk Forum tar for seg den siste sammenhengen, (Kverndokk, 2006). De empiriske funnene bekrefter at det er en sterk korrelasjon mellom helse og inntekt, men den kausale sammenhengen er ikke klar. Denne virkningen kan enten være fra inntekt til helse eller fra helse til inntekt. Begge syn synes å finne en støtte i både den teoretiske og empiriske litteraturen. En tredje mulighet er at det er faktorer som påvirker både helsen og inntekten. Dette kan for eksempel være individenes verdsetting av fremtiden i forhold til nåtiden. Det kan tenkes at et individ som verdsetter fremtiden høyt vil ha større insentiver både til å ta høyere utdanning og slik få høyere inntekt og til å passe bedre på helsen sin. Dette vil ikke bli drøftet nærmere i denne oppgaven.

Etterspørselsfunksjoner for helsegoder blir estimert på mange forskjellige måter. Skillelinjene kan i hovedsak trekkes mellom individnivå og forskjellige aggregerte nivåer eller tidsrekke, tverrsnitts og paneldata. Mange studier som baserer seg på individdata estimerer et sett av etterspørselsfunksjoner, der etterspørselen etter helsegoder kun er en av mange goder de ser på. Andre studier er mest opptatt av å utvikle eller vise til en økonometrisk metode.

Newhouse (1977) regnes som opphavsmannen til forskningen som ser nærmere på sammenhengen mellom lands BNP og helseutgifter. Han finner inntektselastisiteter som er mellom 1,13 og 1,26 avhengig av inntektsnivå, og hans hovedkonklusjon er at "på marginen er helse et luksusgode" (Newhouse, 1977). Tidsseriedata bekrefter disse funnene, ettersom helseutgifter som andel av BNP har økt over tid. Newhouse's artikkel har inspirert en stor litteratur i form av forskning på internasjonale sammenlikninger av helseutgifter. Den første generasjonen av studier var stort sett basert på tverrsnittsdata, mens senere studier har dratt nytte av bedre internasjonale databaser som for eksempel OECD Health Data, og har brukt paneldata i estimeringene. Etter hvert har også spørsmålene om hvorvidt inntekt og helseutgifter er ikke-stasjonære variable fått større betydning. Hvis regresjoner inneholder ikke-stasjonære data kan det føre til resultater som viser tilsynelatende signifikante

sammenhenger mellom dissa dataene selv om de egentlig er uavhengige av hverandre. Dette har ført til mange artikler som omhandler "unit root" og kointegrasjonsanalyser. Se Gerdtham og Jönsson (2000) for en oversikt over dette temaet.

Inntektselastisiteter på individ eller husholdningsnivå er gjerne estimert til å være svært lave, det vil si i nærheten av null eller til og med negative, mens elastisiteter på et høyere aggregeringsnivå stort sett er estimert til å ligge i nærheten av eller over én, se for eksempel Getzen (2000) for en oversikt. Han registrerer også at inntektselastisitetene blir høyere jo høyere aggregeringsnivået er, for eksempel er inntektselastisiteten høyere mellom OECD-land enn den er mellom canadiske regioner. De individuelle elastisitetene er høyere når individene ikke har helseforsikring, noe som særlig var tilfellet i USA før 1960.

Blomqvist og Carter (1997) påpeker at mange vil synes det er kontraintuitivt at helsegoder skal være et luksusgode. Mange vil nok mene at helsegoder er noe som blir fordelt og bør fordeles etter behov til de som blir syke, ikke etter inntekt. Følger vi Folland et al. (2004) kan den høye inntektselastisiteten mellom land forklares på følgende måte: Anta at vi har to land, ett rikt og ett fattig. Begge landene tilbyr gratis helsegoder til innbyggerne sine. I denne situasjonen vil de individuelle elastisitetene være lave fordi inntekten til hver enkelt husholdning ikke spiller inn på hvor mye helsegoder de får. På det nasjonale nivå vil vi derimot forvente at det rike landet tilbyr mer og bedre helsetjenester til sine innbyggere enn det fattige landet gjør slik at inntektselastisiteten på makronivå er høy. Dermed vil en estimering av sammenhengen mellom helseutgifter og inntekt mellom land som i dette eksempelet gi et høyt estimat for inntektselastisiteten.

Dette er ideer som Getzen (2000) utvikler nærmere. Han utvikler en multinivåmodell der han forklarer forskjellene i de estimerte elastisitetene på individnivå og nasjonalt nivå. Getzen observerer at de fleste studier som ser på inntektselastisitet på individnivå har estimert inntektselastisitetene til å være svært lave, noen finner også negative estimater. På et høyere aggregeringsnivå viser også de estimerte inntektselastisitetene seg å være høyere, de fleste rundt eller større enn én. Getzen mener at det er forsikringsordningene som gjør at elastisitetene på individnivå er så lave fordi de individuelle budsjettbeskrankingene til en stor grad blir fjernet av forsikringen. Dermed er debatten om hvorvidt helse er et luksusgode eller ikke misforstått, fordi diskusjonen stammer fra at man ikke har klargjort om man

snakker om variasjon innad i en homogen gruppe (individuelle elastisiteter) eller mellom heterogene grupper (elastisiteter mellom land eller regioner). Resultatene Getzen (2000) finner i litteraturen viser at på individnivå forklares 50-90 % av variasjonen i helseutgifter av helsetilstanden til individet. På makronivå forklares mer enn 90 % av variasjonen av inntekt, mens forskjeller i helsetilstanden har en ubetydelig effekt.

4 Metaregresjonsanalyse - teori

Metaanalyse har vært mye brukt på fagområder som medisin og psykologi for å sammenfatte forskningsresultater fra ulike studier. Metaanalysen, en "analyse av analyser" (Hunter og Schmidt, 1990) er en metode for å sammenligne resultater fra forskjellige, men sammenlignbare studier for å oppnå enighet om empiriske resultater innen samfunnsvitenskapen. Dette er åpenbart også interessant for økonomifaget, og Stanley og Jarrell (1989) utviklet derfor en metode de kalte metaregresjonsanalyse for økonomifaget der økonometriske metoder blir brukt for å kaste lys over tema der resultatene fra forskjellige studier spriker. Stanley (2001) og Florax et al. (2002) gir videre et rammeverk for å utføre metaanalyser innen økonomifaget.

En metaregresjonsanalyse og en tradisjonell litteraturoversikt prøver å forklare mye av det samme. De forsøker å ta inn over seg det som finnes av litteratur på et område og sammenfatte og trekke konklusjoner fra det datamaterialet som er tilgjengelig gjennom disse studiene. En metaregresjonsanalyse har flere fordeler fremfor en tradisjonell litteraturoversikt. Den er mer objektiv både fordi andre kan etterprøve metodene som er brukt med de samme dataene fordi disse er tilgjengelig for alle, og fordi subjektiviteten i forhold til hva som er en god og dårlig studie blir erstattet av objektive statistiske metoder. Metaregresjonsanalyse som verktøy blir stadig mer brukt innenfor økonomifaget, blant annet hadde tidsskriftet *Journal of Economic Surveys* i juli 2005 en spesialutgave som omhandlet nettopp dette.

Stanley (2001) belyser fem steg en må ta for å gjennomføre en metaregresjonsanalyse.

(i) Inkluder alle relevante studier fra en database. Dette forhindrer at gjeldende normer angående hva som er bra og hva som er dårlig gir en utvalgsskjevhet. I denne oppgaven er dette oppnådd ved at vi har brukt visse søkekriterier i databasene til to anerkjente internasjonale tidsskrifter innen helseøkonomifaget og inkludert alle artiklene som dette søket genererte som inneholdt estimater for inntektselastisiteter for helse.

(ii) Velg en variabel og konverter dataene til en felles måleenhet. For denne oppgaven var det på forhånd gitt at det var inntektselastisiteter som var interessante. Dette er størrelser som er uavhengige av måleenhet og derfor trengs ingen tilrettelegging av dataene.

(iii) Velg moderatorvariable (uavhengige variable). Dette er variablene som brukes til å forklare de sprikende resultatene i studiene som er inkludert i metaregresjonsanalysen. Det er gjerne dummyvariable, altså variable som antar verdiene null eller én avhengig av om den gjeldende studien inneholder en gitt karakteristikkk eller ikke. Eksempler kan være variable som forklarer forskjeller i funksjonsform, regresjonsmodell, datadefinisjoner etc. i den opprinnelige studien, utvalgsstørrelsen i de opprinnelige studiene, egenskaper ved de som har utført den opprinnelige studien (som for eksempel kjønn, året studien er publisert, geografisk tilknytning etc.) og mål på usikkerheten i forskningen eller i datakvaliteten.

(iv) Utfør selve metaregresjonsanalysen. Hvordan dette utføres går jeg nærmere inn på senere i kapitlet.

(v) Sett metaregresjonen på prøve. Dette vil si at man skal utføre statistiske tester og se om metaregresjonen er riktig spesifisert. Man vil da typisk teste for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og om regresjonen er riktig spesifisert. Man kan også teste modellens prediksjoner mot resultater i studier som ikke er inkludert i databasen og se hvor godt modellen klarer å forklare disse resultatene.

Metaregresjonsanalysen har visse begrensninger, jf. Stanley (2001). Det kan være uenighet om hvilke forklaringsvariable som det er viktig å inkludere. Metaregresjonsanalysen kan risikere å legge for stor vekt på de som publiserer mange små artikler sammenlignet med større artikler som inneholder mange estimater. Det kan også være et problem med tolkningen av resultatene dersom alle de opprinnelige studiene inneholder den samme misspesifikasjonen. Det kan eksistere en publikasjonsskjevhet, for eksempel at tidsskriftene har større sannsynlighet for å publisere resultater som peker i visse retninger og/eller der de rapporterte effektene er signifikante. Dermed kan de publiserte resultatene føre til at de rapporterte effektene er overdrevet. Metaanalysen er også blitt kritisert for å ta med alle empiriske resultater uavhengig av deres kvalitet. Allikevel er dette begrensninger også tradisjonelle litteraturoversikter er utsatt for.

For å utføre selve metaregresjonsanalysen vil det være naturlig å starte med en regresjon av typen vanlig minste kvadraters metode (MKM) på dataene. I følge Stanley og Jarrell (1989) har de fleste økonometriske studier en standard regresjonsmodell som den i likning (4.1).

$$(4.1) \quad Y = X\beta + \varepsilon$$

Y er $(n \times 1)$ matrise av endogene variable, X er $(n \times m)$ matrise av eksogene variable, β er $(m \times 1)$ matrise av tilhørende koeffisienter og ε er det stokastiske restleddet. For hver likning i modellen vil empiriske arbeider gjerne gi et estimat for $\beta = b$. Dersom vi har n forskjellige artikler vil vi få minst n forskjellige verdier for b . For å gjøre en analyse av hvilke faktorer som virker inn på de observerte estimatene kan vi spesifisere følgende metaregresjon:

$$(4.2) \quad b = Z\alpha + e$$

I (4.2) er b de rapporterte verdiene av β , Z er variable som måler relevante egenskaper av det empiriske arbeidet (moderatorvariablene), α er metaregresjonskoeffisientene som viser hvordan hver av disse egenskapene virker inn på den estimerte verdien og e er restleddet i metaregresjonen.

MKM gir følgende resultater:

$$(4.3) \quad \hat{\alpha} = (Z'Z)^{-1}(Z'b)$$

$$(4.4) \quad \hat{b} = Z\hat{\alpha}$$

For å foreta en MKM-estimering som gir effektive og forventningsrette estimatører må restleddene være uavhengige og identisk fordelte.

$$(4.5) \quad \begin{aligned} E(e|Z) &= 0_n \\ E(ee'|Z) &= \sigma^2 I_n \end{aligned}$$

Se for eksempel Biørn (2003) for en nærmere beskrivelse av hvordan vanlig minste kvadraters metode utføres og forutsetningene for denne metoden.

Dersom forutsetningene for restleddene ikke er oppfylt vil ikke MKM gi gode estimater i metaregresjonen. Om

$$(4.6) \quad E(ee'|Z) = \sigma^2 V$$

$$\text{der} \quad (4.7) \quad V = \begin{pmatrix} v_{11} & v_{12} & \cdots & v_{1n} \\ v_{21} & v_{22} & & v_{2n} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ v_{n1} & v_{n2} & \cdots & v_{nn} \end{pmatrix}$$

har vi heteroskedastisitet dersom minst to av elementene som utgjør diagonalen er forskjellige fra hverandre og autokorrelasjon dersom minst ett element utenfor diagonalen er forskjellig fra null. Ved en MKM-regresjon forutsettes det at alle elementene på diagonalen er lik én og alle andre elementer lik null.

De forskjellige studiene vil mest sannsynlig ikke ha samme varians og elementene på diagonalen vil dermed være forskjellig fra hverandre ($v_{11} \neq v_{22} \neq \cdots \neq v_{nn}$).

For å løse dette problemet brukes generalisert minste kvadraters metode (GMKM). Da må vi transformere den opprinnelige regresjonsmodellen slik at den transformerte modellen får de klassiske egenskapene (restleddsforutsetningene). Vi premultipliserer (4.2) med en (nxn)-matrise T. Da får vi

$$(4.8) \quad \begin{aligned} \tilde{b} &= \tilde{Z}\alpha + \tilde{e} \\ E(\tilde{e}\tilde{e}'|Z) &= \sigma^2 T V T' \end{aligned}$$

Fra (4.8) ser vi at T må bestemmes slik at $T V T' = I_n \Leftrightarrow T' T = V^{-1}$.

GMKM-formuleringen av modellen er gitt i likning (4.9).

$$(4.9) \quad \begin{aligned} T b &= T Z \alpha + T e \quad \text{eller} \quad \tilde{b} = \tilde{Z} \alpha + \tilde{e} \\ \hat{\alpha} &= (Z' V^{-1} Z)^{-1} Z' V^{-1} b \\ \hat{\tilde{b}} &= \tilde{Z} \hat{\alpha} \end{aligned}$$

Vektet minste kvadraters metode (VMKM) er et spesialtilfelle av GMKM. Når vi bruker denne metoden antar vi at det ikke er noe autokorrelasjon og V vil være den diagonale vektoren med variansene fra de opprinnelige studiene. T-matrisen vil da være

diagonalmatrisen av de inverse standardavvikene i de opprinnelige studiene. Dette betyr at hver av de n opprinnelige likningene må multipliseres med den inverse av det oppgitte standardavviket til den estimerte β i studien denne kommer fra og vanlig minste kvadraters metode (MKM) utføres på disse transformerte likningene. Da får vi estimatorer for α som er effektive og forventningsrette.

Vi kan ha et problem med autokorrelasjon dersom flere estimater fra samme artikkel eller flere studier av samme forfatter basert på de samme dataene inkluderes i metaregresjonen. Stanley (2001) peker på dette som en mulig årsak til at metaregresjonen ikke vil gi riktig resultat. Dersom det er relativt få studier med i utvalget, og en studie inneholder mange estimater, vil denne studien få uforholdsmessig stor vekt i estimeringen av b . For å unngå problemer med dette, mener Stanley at man bør velge et (spesielt godt) estimat fra studien eller velge gjennomsnittet av alle sammenlignbare estimater.

Dersom vi skal ta inn over oss autokorrelasjon i estimeringen av b må vi benytte den generelle formen av GMKM. Dersom f.eks. de to første estimatene er tatt fra samme studie vil $v_{12} = v_{21} \neq 0$. Hvis alle andre studier er uavhengige vil alle de andre kovariansene være lik null. I denne oppgaven vil vi forsøke å løse problemet med autokorrelasjon ved å ta et representativt gjennomsnitt av estimatene fra studier som inneholder mange estimater. Vi vil ikke ta hensyn til at noen forfattere er representert med flere artikler, selv om vi vet at dette kan gi problemer med forventningsskjevne estimatorer.

5 Metaanalyse for inntektselastisiteter etter helsegoder

Å utføre en metaanalyse slik det er beskrevet i forrige kapittel krever mye tid og god kjennskap til fagområdet man ønsker å undersøke. Innenfor rammen av denne masteroppgaven vil vi konsentrere oss om å vise eksempler på metoden og dens bruksområder. I kapittel 5.1 tar vi utgangspunkt i artikkelen "Is health care really a luxury?" av Blomqvist og Carter (1997) og utfører en metaregresjonsanalyse på de estimerte inntektselastisitetene denne artikkelen inneholder. I kapittel 5.2 vil vi utvide databasen med flere artikler og gjøre en metaregresjonsanalyse på disse dataene for å se hvilke implikasjoner det har for analysen og den predikerte verdien på inntektselastisiteten. Kapittel 5.3 ser på videre muligheter til å utvide metaregresjonen.

5.1 Eksempel på metaregresjonsanalyse - "Is health care really a luxury?" av Blomqvist og Carter (1997).

For en kort oppsummering av artikkelen, se vedlegg A. Vi har tatt utgangspunkt i tabell 5 i denne artikkelen der forfatterne stiller opp resultatene av estimering av inntektselastisitetene til 18 OECD-land⁹ og deres respektive estimerte standardavvik.

Tabell 5.1 gir en oversikt over de resultatene som finnes i tabell 5 i Blomqvist og Carter (1997). Dette vil være inputen i metaregresjonen vi utfører på disse dataene.

Fra tabellen ser vi at de estimerte inntektselastisitetene spriker mye. Siden dette er aggregerte data vil vi forvente at den riktige inntektselastisiteten ligger et sted i nærheten av én eller litt over én. Svært små, negative eller svært store inntektselastisiteter leder oss til å tro at estimatene ikke er spesielt gode. Vi ser en tendens til at når estimatene er langt unna det vi apriori kan forvente er de estimerte standardavvikene store, se figur 5.1.

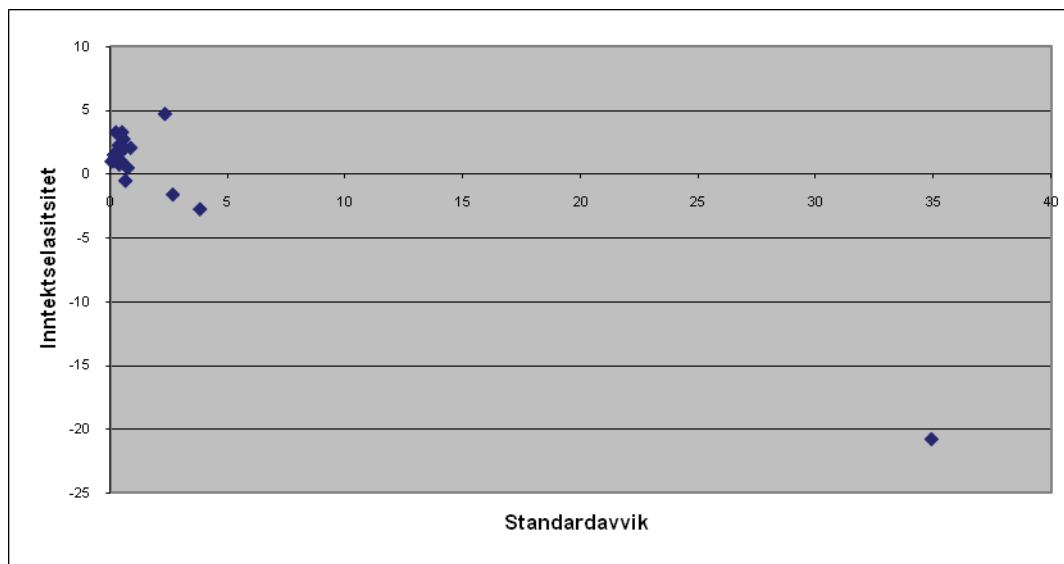
⁹ Irland, Luxemburg, New Zealand, Portugal, Spania og Tyrkia er ikke med fordi dataseriene for disse landene er kortere og/eller mer mangelfulle enn for de andre landene

Tabell 5.1 Input til metaregresjonen fra tabell 5 i Blomqvist og Carter (1997).

Land	Inntekts- elastisiteter			Geografisk område		Mål på usikkerhet
	IE*	IE/Std	1/Std	Norden	Norden/Std	Standardavvik*
Australia	2,74	4,9016	1,7889	0	0	0,559
Østerrike	2,07	5,3627	2,5907	0	0	0,386
Belgia	1,97	3,3733	1,7123	0	0	0,584
Canada	-0,533	-0,8302	1,5576	0	0	0,642
Danmark	3,28	6,5863	2,0080	1	2,00803	0,498
Finland	-1,61	-0,6053	0,3759	1	0,37594	2,66
Frankriket	1,12	7,2727	6,4935	0	0	0,154
Tyskland	4,71	2,0302	0,4310	0	0	2,32
Hellas	0,986	8,3559	8,4746	0	0	0,118
Island	1,02	2,2368	2,1930	1	2,19298	0,4556
Italia	2,25	6,3202	2,8090	0	0	0,356
Japan	0,474	0,6431	1,3569	0	0	0,737
Nederland	3,26	13,5833	4,1667	0	0	0,24
Norge	-20,8	-0,5960	0,0287	1	0,02865	34,9
Sverige	-2,76	-0,7244	0,2625	1	0,26247	3,81
Sveits	2,05	2,3921	1,1669	0	0	0,857
Storbritannia	0,742	1,9526	2,6316	0	0	0,38
USA	1,5	10,0671	6,7114	0	0	0,149

* Disse opplysningene finnes i artikkelen. Alle andre kolonner har vi beregnet selv.

Figur 5.1 Sammenheng mellom de estimerte inntektselastisitetene og deres respektive standardavvik.



Som en første tilnærming til metaregresjonsanalysen vil vi utføre en regresjon med vanlig minste kvadraters metode (MKM). Vi vil forvente at dette ikke er den beste tilnæringsmåten til disse dataene nettopp på grunn av den systematiske variasjonen i standardavvikene. MKM

vil legge like mye vekt på alle observasjonene i regresjonen og tar dermed ikke hensyn til at noen av de estimerte inntektselastisitetene er sikrere enn andre.

Vi starter enklest mulig og gjør derfor en regresjon som kun inneholder et konstantledd.

$$(5.1) \quad IE_i = \beta_0 + \varepsilon_i$$

Dette vil gi det samme punkttestimatet som et enkelt gjennomsnitt, men har fordelen at vi får ut standardavvik og t-verdier for estimatet. Vi beregner altså estimatene med samme metode og teknikk som vi bruker i mer kompliserte modeller som omtales nedenfor. Resultatet av estimeringen er gitt i tabell 5.2.

Tabell 5.2 Estimering av likning (5.1)

	Koeffisient	Std.avvik	t-verdi	t-prob
β_0	0,137167	1,301	0,105	0,917

Denne regresjonen har veldig liten forklaringskraft. Fra tabell 5.2 ser vi at standardavviket til koeffisienten er stort i forhold til verdien på denne og t-verdien er også lav. Dette tilsier at vi ikke kan forkaste hypotesen om at inntektselastisiteten for helsetjenester er null. Tolkningen av punkttestimatet skulle tilsi at helsegoder er et nødvendighetsgode, men med et så stort standardavvik vil vi ikke trekke noen konklusjoner herfra.

Ved å bruke vektet minste kvadraters metode (VMKM) blir man kvitt mange problemer den forrige regresjonen inneholdt. V-matrisen, jf. kapittel 4, blir da diagonalmatrisen av de estimerte variansene til inntektselastisitetsestimaterne og T-matrisen blir diagonalmatrisen av de inverse standardavvikene artikkelen oppgir for hver estimerte inntektselastisitet. I praksis lager vi en ny regresjonslikning der vi deler alle ledd på standardavviket til inntektselastisiteten og bruker MKM på denne transformerte likningen. Regresjonsmodellen tar nå hensyn til at noen av observasjonene er mindre sikre enn andre og legger mindre vekt på de som har stort standardavvik.

Også her starter vi så enkelt som mulig og har bare med et konstantledd. Når vi har delt gjennom med det estimerte standardavviket vil det si at vi har en regresjonslikning der vi har

IE/Std som venstresidevariabel og 1/Std som høyresidevariabel, se likning (5.2). Resultatene av denne regresjonen er gitt i tabell 5.3.

$$(5.2) \quad \frac{IE_i}{std_i} = \beta_0 \frac{1}{std_i} + \frac{\varepsilon_i}{std_i}$$

Tabell 5.3 Estimering av likning (5.2)

	Koeffisient	Std.avvik	t-verdi	t-prob	Part.R ²
β_0	1,43650	0,1835	7,83	0,000	0,7828

Fra tabell 5.3 ser vi at den predikerte inntektselastisiteten er 1,4, noe som skulle tilsi at helsegoder er et luksusgode. Standardavviket er relativt lavt og t-verdien høy. Vi har altså her fått et mye bedre estimat for inntektselastisiteten enn ved MKM-regresjonen.

Dette resultatet viser et viktig metodologisk poeng ved metaregresjonsanalysen. En vanlig MKM-regresjon legger like stor vekt på alle observasjonene uavhengig av deres usikkerhet. Dette gjør at usikre og dårlige estimater blir tillagt uforholdsmessig stor vekt i regresjonen. Dette problemet løser vi ved å bruke VMKM fordi de gode estimatene, målt ved lave standardavvik, får en relativt stor vekt, mens de dårlige får en lav vekt. Dermed har vi på en statistisk korrekt måte fått korrigert for at noen estimater er dårligere enn andre uten at vi bruker subjektive, ikke etterprøvbare karakteristikk til å bedømme gode og dårlige estimater.

En videre utvidelse av metaregresjonen vil være å ha med en eller flere forklaringsvariable på høyresiden av regresjonslikningen. Dersom man har en stor database vil det kunne være interessant å se på mange slike variable, for eksempel dummyvariable for geografiske og institusjonelle forhold, inntektsnivå i landene etc. Siden vi bare har et relativt lite sample av observasjoner vil vi måtte begrense oss med hensyn på antall forklaringsvariable.

Siden vi er interessert i data for Norge vil det kunne være hensiktsmessig å utføre en regresjon med en dummyvariabel for Norden i dette datasettet fordi av alle landene i OECD er det landene i Norden Norge best kan sammenlignes med. Å lage en dummy spesielt for Norge har ingen hensikt fordi vi kun har én observasjon av Norge. Vi vil dermed estimere likning (5.3).

$$(5.3) \quad \frac{IE_i}{std_i} = \beta_0 \frac{1}{std_i} + \beta_1 \frac{Norden_i}{std_i} + \frac{\varepsilon_i}{std_i}$$

Resultatet av denne regresjonen er gitt i tabell 5.4.

Tabell 5.4 Estimering av likning (5.3)

	Koeffisient	Std.avvik	t-verdi	t-prob	Part.R ²
β_0	1,41414	0,1912	7,40	0,000	0,7737
β_1	0,540716	0,9404	0,575	0,573	0,0202

¹⁰

Fra tabell 5.4 ser vi at konstantleddet fortsatt er ca. 1,4 med et lavt standardavvik og en høy t-verdi. Koeffisienten for Norden derimot har et høyt standardavvik og en lav t-verdi, som gjør at vi ikke kan forkaste hypotesen om at denne koeffisienten er null. At den predikerte verdien på inntektselastisiteten for Norden skal ligge så mye over gjennomsnittet for de andre OECD-landene virker ikke rimelig og vi vil konkludere med at det er mest sannsynlig at estimatet for inntektselastisiteten i Norden ikke er annerledes enn for resten av OECD-landene. En grunn til at estimatet for Norden er så høyt er at det er flere av estimatene for Norden enn ellers som er spesielt høye. Samtidig har tre av fem observasjoner standardavvik som er betydelig høyere enn gjennomsnittet av alle observasjonene slik at standardavviket til den estimerte koeffisienten blir høyt.

I dette kapitlet har vi vist noen poenger med metaregresjonsanalysen og vist hvordan den kan brukes på våre data om inntektselastisiteter. Hovedresultatet herfra er at å bruke vektet minste kvadraters metode forbedrer resultatene fra metaregresjonsanalysen kraftig.

5.2 Utvidelse av metaregresjonen

I forrige kapittel viste vi noen metodiske poenger med metaregresjonsanalysen, men fordi datagrunnlaget vårt ikke var spesielt stort eller godt i den forstand at estimatene hadde små standardavvik, vil vi gjerne utføre den samme analysen på flere data. I dette kapitlet vil vi utvide databanken med andre artikler som inneholder estimater for inntektselastisiteter for helse. Innenfor rammene av denne oppgaven vil det ikke være mulig å inkludere alle kjente

¹⁰ Norden_i er lik én hvis observasjonen er fra et nordisk land, null ellers.

artikler. Dermed blir det viktig at de estimatene vi bruker som input i modellen er gode og vi har begrenset søket til artikler i internasjonalt anerkjente tidsskrifter. I introduksjonen til *Handbook of Health Economics* (Culyer og Newhouse (2000)) skriver redaktørene at det finnes to tidsskrifter som helt er viet helseøkonomifeltet: *Health Economics* og *Journal of Health Economics*. Disse tidsskriftene er også blant de mest siterte av alle økonomiske tidsskrifter. Vi har derfor søkt i databasene til disse tidsskriftene for å finne artikler som kan danne grunnlaget for metaregresjonen.

Helseøkonomiske artikler finnes også i andre typer økonomiske tidsskrifter. Vi kunne dermed lagt andre kriterier til grunn for hvordan vi valgte ut artikler til metaregresjonen. For eksempel kunne vi tatt utgangspunkt i alle artiklene som har sitert Newhouse (1977), se kapittel 3 for en redegjørelse, eller vi kunne ha søkt i en stor database som for eksempel EconLit etter artikler som inneholder ordene inntektselastisitet og helse. Når dette ikke er valgt er det på grunn av at vi anser det som tilstrekkelig for vår analyse at vi går igjennom de to helseøkonomitidsskriftene.

I tabell 5.5 er de relevante treffene fra søket "(income elasticity) or (engel elasticity)" i årene fra 1990 til i dag i databasene til tidsskriftene listet opp. Disse søkene ga 13 relevante treff som til sammen ga 95 observasjoner av inntektselastisiteten. En fullstendig oversikt over elastisitetene og inputen til metaregresjonen fra disse artiklene er gitt i vedlegg B.

Et problem som dukket opp var at to av disse artiklene, Marquis og Long (1995) og Manning og Marquis (1996), ikke har noen form for usikkerhetsmål for estimatene de oppgir, verken varians, standardavvik eller t-verdi. Dermed står vi ovenfor tre valg: (i) Ikke ta med artiklene, (ii) ta artiklene kun med i den uvektede (MKM-) regresjonen og (iii) tildel hver av observasjonene et standardavvik, enten et subjektivt standardavvik, gjennomsnittet av alle standardavvikene eller det høyeste standardavviket som finnes i databasen. Fremgangsmåte (i) gjør at datagrunnlaget vårt blir enda mindre enn det i utgangspunktet er og (ii) fører til at estimatene vi får ved MKM og VMKM ikke er direkte sammenlignbare fordi datagrunnlaget er forskjellig. Disse fremgangsmåtene er derfor ikke valgt.

Tabell 5.5 Resultater fra søk etter "income elasticity" i databasene til Journal of Health Economics^a og Health Economics^b.

Artikkel	Inntekts- elastisitet	Data	Beskrivelse
Blomqvist og Carter (1997): Is health care really a luxury?, Journal of Health Economics, vol 16, 2, 207-229.	Fra -20,8 til 4,71 avhengig av land.	OECD-data.	Estimerer inntektselastisiteter for 18 OECD-land.
Clemente et al. (2004): On the international stability of health care expenditure functions: are government and private functions similar?, Journal of Health Economics, vol 23, 4, 589-613.	Fra 0,28 til 4,5 avhengig av land og totale, offentlige eller private helsetgifter.	OECD-data.	
Di Matteo og Di Matteo (1998): Evidence on the determinants of Canadian provincial health expenditures: 1965-1991, Journal of Health Economics, vol 17, 2, 211-228.	0,77	Canadiske regionale data.	
Gerdrham og Jönsson (1991): Conversion factor instability in international comparisons of health care expenditure, Journal of Health Economics, vol 10, 2, 227-234.	Fra 1,24 til 1,43 avhengig av valutakursomregning.	OECD-data	
Gerdrham og Jönsson (1992): International comparisons of health care expenditure - Conversion factor instability, heteroscedasticity, outliers and robust estimators, Journal of Health Economics, vol 11, 2, 189-197.	Fra 1,24 til 1,44 avhengig av valutakursomregning.	OECD-data.	Svar på Murthys kritikk, se Murthy (1992).
Gerdrham og et al. (1992): An econometric analysis of health care expenditure: A cross-section study of the OECD countries, Journal of Health Economics, vol 11, 1, 63-84.	1,327 i den foretrukne modellen.	OECD-data.	
Hitriss og Posnett (1992): The determinants and effects of health expenditure in developed countries, Journal of Health Economics, vol 11, 2, 173-181.	Fra 1,01 til 1,16 avhengig av modellspesifikasjon og valutakursomregning.	OECD-data.	
Manning og Marquis (1996): Health insurance: The tradeoff between risk pooling and moral hazard, Journal of Health Economics, vol 15, 5, 609-639.	0,22(helsetjenester) 0,07 (helseforsikring)	Amerikanske husholdnings-data. (Rand Health Insurance Experiment)	Estimerer både etterspørselen etter helseforsikring og etter helsetjenester.

Marquis og Long (1995): Worker demand for health insurance in then non-group market, Journal of Health Economics, vol 14, 1, 47-63.	0,15	Current Population Survey, Survey of Income and Program Participation og prislister fra forsikringselskapene.	Ser på etterspørselen etter helseforsikring, ikke helsetjenester.
Murthy (1992): Conversion factor instability in international comparisons of health care expenditure: Some econometric comments, Journal of Health Economics, vol 11, 2, 183-187.	Fra 1,19 til 1,57 avhengig av valutakursomregning.	OECD-data.	En kritikk av Gerdham, U.-G. og B. Jönsson (1991). Bruker de samme dataene, men korrigerer for heteroskedastisitet.
Okunade og Murthy (2002): Technology as a 'major driver' of health care costs: a cointegration analysis of the Newhouse conjecture, Journal of Health Economics, vol 21, 1, 147-159.	Fra 1,29 til 1,64	OECD-data.	
Roberts (1999): Sensitivity of elasticity estimates for OECD health care spending: Analysis of a dynamic heterogeneous data field, Health Economics, vol 8, 5, 459-472.	Fra 1,254 til 2,041 avhengig av metode.	OECD-data.	
Rous og Hotchkiss (2003): Estimation of the determinants of household health care expenditures in Nepal with controls for endogenous illness and provider choice, Health Economics, vol 12, 6, 431-451.	1,10	Nepal Living Standards Survey fra 1996.	

^a Internettadresse: <http://www.sciencedirect.com/science/journal/01676296>

^b Internettadresse: <http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/jtoc/5749/?CRETRY=1&SRETRY=0>

Marquis og Long (1995) og Manning og Marquis (1996) er to av kun tre artikler i vår database som inneholder estimater for inntektselastisiteter på individnivå. Vi vil dermed miste mye relevant informasjon fra disse dataene om vi tillegger estimatene et for høyt standardavvik, samtidig som vi ikke vil risikere å sette standardavviket for lavt slik at de får større vekt enn de har grunnlag for i regresjonen. Marquis og Long (1995) sier selv at inntektselastisiteten er signifikant forskjellig fra null i sin artikkel, og med et estimat på inntektselastisiteten på 0,15 betyr det at standardavviket ikke er veldig høyt. Manning og Marquis (1996) har en liknende formulering.

Vi har beregnet inntektselastisitetene ved VMKM på fire forskjellige måter, avhengig av fire forskjellige måter å beregne standardavviket til observasjonene på. Vi har gitt estimatene fra disse artiklene det samme standardavviket som estimatet fra den tredje artikkelen som inneholder estimat for inntektselastisitet basert på individdata (Rous og Hotchkiss, 2003), vi har gitt dem det gjennomsnittlige standardavviket til alle observasjonene i artiklene, vi har gitt dem standardavvik lik én og vi har gitt dem det høyeste standardavviket av alle observasjonene¹¹.

I resten av dette kapittelet vil vi basere oss på resultater fra estimeringer der vi har gitt observasjonene fra Marquis og Long (1995) og Manning og Marquis (1996) det samme standardavviket som Rous og Hotchkiss (2003) oppgir for sine estimater, dvs. $std = 0,198$. Resultatene fra estimeringer med de andre standardavvikene er presentert i vedlegg C. Grunnen til å velge det samme standardavviket som Rous og Hotchkiss (2003) er at dette er laveste av de alternativene vi har gitt oss selv samtidig som det nok ikke er usannsynlig at standardavviket til estimatene i Marquis og Long (1995) og Manning og Marquis (1996) er i denne størrelsesorden, eller enda lavere.

Fra det datagrunnlaget vi da har er det mulig å gruppere observasjonene etter to dimensjoner. Enten er de tidsserie-, tverrsnitts- eller paneldata eller så er de mikro- eller makrodata. Mikrodata brukes om de observasjonene av inntektselastisiteten der datagrunnlaget for estimeringene er individ eller husholdningsdata, mens makrodata brukes om mer aggregerte data, f.eks. på delstats-, region- eller landsnivå. Tabell 5.6 inneholder en oversikt over hvor mange observasjoner som faller i hver kategori.

¹¹ Dette fant vi i Blomqvist og Carter (1997)

Tabell 5.6 Definisjoner av koeffisienter. Antall observasjoner i hver kategori i parentes.

	Tidsseriedata	Tverrsnittsdata	Paneldata	Sum
Makrodata	β_{A1} (73)	β_{A2} (11)	β_{A3} (7)	91
Mikrodata	β_{B1} (0)	β_{B2} (4)	β_{B3} (0)	4
Sum	73	15	7	95

Tabell 5.6 viser at datagrunnlaget er meget sparsomt på mikronivå. Det er kun fire observasjoner basert på mikrodata og alle disse bruker tverrsnittsdata. I den videre analysen vil vi derfor kalle mikrodata for β_B . Som vi redegjorde for i kapittel 3 vil vi forvente at de største skillelinjene går mellom mikro- og makrodata og ikke mellom tidsserie-, tverrsnitts og paneldata, selv om disse skillene også vil være viktige.

I tabell 5.7 har vi foretatt en gjennomsnittsanalyse av dataene slik at de korresponderer med kategoriene i tabell 5.6. Både vanlig og vektet gjennomsnitt viser at makrodataene har de høyeste inntektselastisitetene slik vi forventer ut fra diskusjonen i kapittel 3. På makronivå er elastisitetene basert på tidsseriedata de høyeste og elastisitetene basert på paneldata de laveste, men allikevel noe større enn én. Gjennomsnittene og standardavvikene for elastisitetene basert på mikrodata er like i de to fremgangsmåtene fordi vektene for alle observasjonene i denne kategorien er like. For alle de andre datatypene ser vi at vekting generelt gjør at standardavvikene blir mindre.

Selv om vi gjennom tabell 5.7 har fått et bilde av hvor store elastisitetene i hver kategori er og hvor stor usikkerhet det er knyttet til disse gjennomsnittene vil det være hensiktsmessig å utføre en regresjon på vanlig måte. Dette kan gi andre og bedre standardavvik og det vil være enkelt å utvide regresjonen dersom vi får bedre datagrunnlag.

Vi har gjennomført fem forskjellige regresjoner. I den enkleste varianten, likning (5.4), har vi kun med et konstantledd. Tolkningen av denne koeffisienten blir henholdsvis det uvektede og det vektete gjennomsnittet av inntektselastisitetene i MKM og VMKM-regresjonene.

Tabell 5.7 Inntektselastisiteter, gjennomsnittsanalyse av kategoriene i tabell 5.6. Standardavvik i parentes.

		Tidsseriedata	Tverrsnittsdata	Paneldata
Vanlig gjennomsnitt	Makrodata	1,62916 (2,9197)	1,37709 (0,1197)	1,3 (0,3694)
	Mikrodata		0,3655 (0,4419)	
Vektet gjennomsnitt ^a	Makrodata	1,9264 ^b (0,7804) ^c	1,356 (0,1133)	1,104 (0,1534)
	Mikrodata		0,3655 (0,4419)	

^a Vektet med hensyn på standardavvikene. Standardavvikene til observasjonene til Marquis og Long (1995) og Manning og Marquis (1996) er satt lik standardavviket til Rous og Hotchkiss (2003).

^b Det vektete gjennomsnittet regnes ut slik: $\bar{x}_v = \frac{\sum_{i=1}^N w_i IE_i}{\sum_{i=1}^N w_i}$ der $w_i = 1/std_i$ er vekten til hver observasjon av

inntektselastisiteten, N er antall observasjoner og IE_i er den observerte inntektselastisiteten i studie i .

^c De vektete standardavvikene er regnet ut slik: $std(\bar{x}_v) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N w_i (IE_i - \bar{x}_v)^2}{(N-1) \sum_{i=1}^N w_i / N}}$

Vi ønsker også å gå videre med regresjonen og utvide antall høyresidevariable for å kunne forklare hva som påvirker de estimerte inntektselastisitetene. Fordi vi har relativt få observasjoner og enda færre artikler i dette datasettet vil det ikke være ønskelig å ha med mange forklaringsvariable i metaregresjonen. Derfor vil vi utelate en god del moderatorvariable som kunne tenkes å være viktige og heller konsentrere oss om de vi mener er viktigst. Fra før har vi en idé om at dersom dataene baserer seg på individ- eller husholdningsdata vil det føre til lave inntektselastisiteter mens mer aggregerte data vil gi estimater som er i nærheten av eller over én. Likning (5.5) har med en dummy for hvorvidt dataene er aggregerte eller ikke. $MAKRO = 1$ hvis observasjonen er fra et datasett som baserer seg på aggregerte data, null ellers. Vi tror også at hvorvidt dataene stammer fra tidsserie-, tverrsnitts- eller paneldata har påvirkning på de estimerte inntektselastisitetene. Likning (5.6) har med dummys for dette. $TI = 1$ hvis observasjonen er fra et datasett som har brukt tidsseriedata, null ellers. $PA = 1$ hvis observasjonen er fra et datasett som har brukt paneldata, null ellers. Hvis både TI og PA er null tilsier det at observasjonen stammer fra et datasett med tverrsnittsdata. I likning (5.6*) antar vi at tverrsnitts- og paneldata har samme

innvirkning på inntektselastisiteten. I likning (5.7) har vi med dummyer for både aggregerte data og for tidsserie-, tverrsnitts- og paneldata. For en diskusjon om mulige videre utvidelser av metaanalysen, se kapittel 5.3.

$$(5.4) \quad IE_i = \beta_K + \varepsilon_i$$

$$(5.5) \quad IE_i = \beta_K + \beta_{MA}MAKRO_i + \varepsilon_i$$

$$(5.6) \quad IE_i = \beta_K + \beta_{TI}TI_i + \beta_{PA}PA_i + \varepsilon_i$$

$$(5.6^*) \quad IE_i = \beta_K + \beta_{TI}TI_i + \varepsilon_i$$

$$(5.7) \quad IE_i = \beta_K + \beta_{TI}TI_i + \beta_{PA}PA_i + \beta_{MA}MAKRO_i + \varepsilon_i$$

Tabell 5.8 gir resultatene av estimeringen av likning (5.4).

Tabell 5.8 Estimering av likning (5.4)

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,52252	0,2639	5,77	1,27514	0,04896	26

Tabell 5.8 viser at den predikerte verdien på inntektselastisiteten fra MKM-regresjonen er større enn én med et relativt lavt standardavvik og høy t-verdi. Ved å bruke VMKM får vi enda sterkere resultater. Dette reduserer punkttestimatet for inntektselastisiteten til 1,28 samtidig som standardavviket blir mye mindre. Ved å bruke en vektet regresjon reduserer vi altså usikkerheten tilknyttet resultatene betraktelig.

Tabell 5.9 Estimering av likning (5.5)

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,3655	1,287	0,284	0,3655	0,8857	0,413
β_{MA}	1,20787	1,315	0,918	0,912431	0,8870	1,03

β_K tolkes som den predikerte verdien av inntektselastisiteter basert på mikrodata, mens summen av β_K og β_{MA} vil være den predikerte verdien av elastisitetene basert på makrodata. Tabell 5.9 gir like MKM- og VMKM-estimerer av β_K fordi de relative vektene mellom mikrodataene er de samme. Det vil derfor kunne være mye å vinne på å utvide databasen med flere artikler som inneholder estimerer basert på individdata. Standardavvikene til koeffisientene blir en del mindre ved overgangen fra MKM til VMKM, men de er fortsatt

relativt store i VMKM-modellen. Et 90 % konfidensintervall for begge koeffisientene vil inneholde null.

Tabell 5.10 Estimering av likning (5.6)

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,10733	0,6694	1,65	1,23279	0,1797	6,86
β_{TI}	0,521831	0,7349	0,710	0,642064	0,1921	3,34
β_{PA}	0,192667	1,187	0,162	-0,163751	0,1841	-0,89

I tabell 5.10 ser vi igjen den store gevinsten ved å bruke VMKM i stedet for den uvektede MKM. VMKM gir mye mindre standardavvik og høyere t-verdier enn MKM. Verdien på punkttestimatene endres ikke så mye bortsett fra at paneldata går fra å ha en svakt positiv til å ha en svakt negativ virkning på de estimerte inntektselastisitetene. Denne effekten er ikke signifikant i noen av modellene.

Tabell 5.11 viser resultatene fra estimeringen av (5.6*). En grunn til å velge denne formuleringen av modellen er at vi kan ha grunn til å tro at tverrsnitts- og paneldata påvirker inntektselastisitetene på samme måte.

Tabell 5.11 Estimering av likning (5.6*)

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,16864	0,5498	2,13	1,07677	0,03901	27,6
β_{TI}	0,460528	0,6272	0,734	0,798079	0,07824	10,2

Vi får nå betydelig lavere standardavvik for koeffisientene enn i tabell 5.10. Siden paneldata fra likning (5.6) ikke har en signifikant innvirkning på inntektselastisiteten kan dette være en god modell.

Tabell 5.12 Estimering av likning (5.7)

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,3655	1,3	0,281	0,3655	0,6086	0,601
β_{TI}	0,252073	0,841	0,3	0,560442	0,1985	2,82
β_{PA}	-0,0770909	1,257	-0,0613	-0,245374	0,1909	-1,29
β_{MA}	1,01159	1,518	0,666	0,948909	0,6366	1,49

I tabell 5.12 ser vi at alle koeffisientestimaterne forandres når vi bruker VMKM i stedet for MKM med unntak av estimatet av konstantleddet β_K . Dette er igjen fordi at β_K representerer mikro tverrsnittsdata som alle har de samme innbyrdes vektene. Standardavvikene blir betydelig bedre ved overgangen fra MKM. Selv om t-verdien i VMKM-formuleringen av modellen ikke tyder på at alle estimatene er signifikante har vi forbedret modellen kraftig ved å vekte inntektselastisitetene med deres respektive standardavvik.

I teorien kunne vi nå si noe om de predikerte verdiene for tidsserie- og paneldata på mikronivå. Uten at vi har noe datamateriale som bekrefter dette måtte vi da anta at de forskjellige datatypene påvirker de estimerte inntektselastisitetene fra mikrodata på samme måte som de påvirker estimatene fra makrodata. Dette kan være en gyldig antagelse, men vi vil ønske oss et bedre datamateriale før vi sier noe om hvordan tidsserie- og paneldata på mikronivå påvirker de estimerte inntektselastisitetene.

Siden vi i hovedsak er interessert i kategoriene i tabell 5.6 har vi beregnet disse ut fra resultatene fra metaregresjonen. Sammenhengen mellom koeffisientene i tabell 5.6 og parametrene i likning (5.7) er gitt ved likning (5.8) til (5.11)¹²:

$$(5.8) \quad \beta_{A1} = \beta_K + \beta_{TI} + \beta_{MA}$$

$$(5.9) \quad \beta_{A2} = \beta_K + \beta_{MA}$$

$$(5.10) \quad \beta_{A3} = \beta_K + \beta_{PA} + \beta_{MA}$$

$$(5.11) \quad \beta_B = \beta_K$$

Dermed vil estimeringen i tabell 5.12 gi følgende estimater for koeffisientene i tabell 5.6.

¹² Standardavvikene til estimatene er gitt ved:

$$\begin{aligned} std(\beta_{A1}) &= \sqrt{\text{var}(\beta_{A1})} = \sqrt{\text{var}(\beta_K + \beta_{TI} + \beta_{MA})} \\ &= \sqrt{\text{var}(\beta_K) + \text{var}(\beta_{TI}) + \text{var}(\beta_{MA}) + 2 \text{cov}(\beta_K, \beta_{TI}) + 2 \text{cov}(\beta_K, \beta_{MA}) + 2 \text{cov}(\beta_{TI}, \beta_{MA})} \\ std(\beta_{A2}) &= \sqrt{\text{var}(\beta_{A2})} = \sqrt{\text{var}(\beta_K + \beta_{MA})} = \sqrt{\text{var}(\beta_K) + \text{var}(\beta_{MA}) + 2 \text{cov}(\beta_K, \beta_{MA})} \\ std(\beta_{A3}) &= \sqrt{\text{var}(\beta_{A3})} = \sqrt{\text{var}(\beta_K + \beta_{PA} + \beta_{MA})} \\ &= \sqrt{\text{var}(\beta_K) + \text{var}(\beta_{PA}) + \text{var}(\beta_{MA}) + 2 \text{cov}(\beta_K, \beta_{PA}) + 2 \text{cov}(\beta_K, \beta_{MA}) + 2 \text{cov}(\beta_{PA}, \beta_{MA})} \\ std(\beta_B) &= \sqrt{\text{var}(\beta_B)} = \sqrt{\text{var}(\beta_K)} = std(\beta_K) \end{aligned}$$

Tabell 5.13 Inntektselastisiteter, definert i tabell 5.6.

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_{A1}	1,629163	0,304	5,35	1,874851	0,0675	27,79
β_{A2}	1,37709	0,784	1,76	1,314409	0,1867	7,04
β_{A3}	1,2999991	0,983	1,32	1,069035	0,0398	26,88
β_B	0,3655	1,300	0,28	0,3655	0,6086	0,601

Tabell 5.13 viser at ved å bruke MKM får vi nøyaktig de samme estimatene for inntektselastisiteten som når vi så på elastisitetene gruppevis og tok et vanlig gjennomsnitt, men standardavvikene er gjennomgående lavere. Overgangen fra MKM til VMKM endrer estimatene for inntektselastisiteten for disse gruppene litt og reduserer standardavvikene til koeffisientene mye. Alle makrodatakategoriene er estimert til å gi inntektselastisiteter som er signifikante og større enn én. Med mikrodataene får vi ikke mer informasjon på denne måten siden vi fortsatt bare har fire observasjoner og alle har den samme vekten.

Et problem med å sammenligne standardavvikene fra de to metodene direkte er at de ikke bygger på samme antagelse om restleddene. Dette innebærer at MKM blant annet bygger på homoskedastisitet, mens VMKM åpner for heteroskedastisitet i restleddene. Hvis det faktisk er heteroskedastisitet vil de rapporterte standardavvikene fra MKM være misvisende og den direkte sammenlikningen vil ikke være gyldig. Dette diskuteres ikke nærmere i denne oppgaven.

Et potensielt problem med den estimeringen vi har gjort så langt i kapittelet er at den ikke tar hensyn til at noen av observasjonene kan være korrelert fordi de kommer fra samme studie. At noen forfattere og studier er representert med mange observasjoner kan gi problemer ved at disse observasjonene får uforholdsmessig stor vekt i estimeringen. Dette kan, som vi diskuterte i kapittel 4, løses ved at vi velger et spesielt godt estimat fra studien/forfatteren eller at vi kun tar med gjennomsnittet av observasjonene. Et vektet gjennomsnitt, for eksempel ved at vi utfører en metaregresjon på dataene i en artikkel som inneholder mange observasjoner slik vi gjorde det i kapittel 5.1, kan føre til at vi får et bedre estimat for gjennomsnittet enn et uvektet gjennomsnitt. Da får vi i tillegg ut estimerte standardavvik og t-verdier for koeffisientene. Vi benytter denne fremgangsmåten i de neste estimeringene. I alle artikler som inneholder mer enn ett estimat for inntektselastisiteten har vi brukt en VMKM-regresjon der vektene er standardavviket artikkelen oppgir. Dermed får vi én observasjon for

inntektselastisiteten med tilhørende standardavvik fra hver artikkel. I de artiklene som kun oppgir ett resultat for inntektselastisiteten bruker vi fortsatt dette direkte. Til sammen utgjør disse dermed en ny database, se vedlegg D. Vi har deretter utført MKM og VMKM-regresjoner på disse dataene. Resultatene av estimeringene for likning (5.4) - (5.7) er gitt i tabell 5.14 - 5.17.

Tabell 5.14 Estimering av likning (5.4). En observasjon per artikkel.

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,13809	0,1428	7,97	1,17672	0,08223	14,3

Tabell 5.15 Estimering av likning (5.5). En observasjon per artikkel.

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,439000	0,1965	2,23	0,439000	0,4116	0,309
β_{MA}	0,908818	0,2240	4,06	0,763245	0,4186	0,096

Tabell 5.16 Estimering av likning (5.6). En observasjon per artikkel.

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,960044	0,1954	4,91	1,24401	0,1546	8,05
β_{TI}	0,433183	0,3240	1,34	-0,0365621	0,2493	-0,147
β_{PA}	0,290936	0,4144	0,700	-0,182530	0,2069	-0,882

Tabell 5.17 Estimering av likning (5.7). En observasjon per artikkel.

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,439000	0,2149	2,04	0,439000	0,4097	1,07
β_{TI}	0,0424000	0,2632	0,161	-0,130150	0,2179	-0,597
β_{PA}	-0,0998475	0,3223	-0,310	-0,276118	0,1826	-1,51
β_{MA}	0,911828	0,2843	3,21	0,898598	0,4329	2,08

Tabell 5.17 viser at vi ikke lenger forbedrer resultatene våre ved å gå fra MKM til VMKM-regresjon. Noen av standardavvikene til koeffisientene blir mindre, mens andre blir større. Koeffisienten for tidsseriedata går fra å være svakt positiv til å bli svakt negativ i VMKM-formuleringen, i motsetning til å være klart positiv i de tidligere modellene våre. Ved å kun ha med en observasjon for inntektselastisiteten fra hver artikkel synes det ikke lenger som om

tidsseriedata gir så mye større estimater for inntektselastisiteten enn tverrsnittsdata. Paneldata har en negativ innvirkning på inntektselastisiteten i begge formuleringene av modellen.

En forklaring på hvorfor vi nå ikke får så store forskjeller i standardavvikene mellom MKM og VMKM er at mye usikkerhet allerede er tatt hånd om ved at vi bruker vektete gjennomsnitt som observasjoner. Dermed vil en artikkel som den av Blomqvist og Carter (1997) som har svært sprikende resultater for estimerte inntektselastisiteter og delvis med store standardavvik ha ett estimat for inntektselastisiteten med et relativt lavt standardavvik. Dersom alle standardavvikene til observasjonene ble like ville MKM og VMKM produsere de samme estimatene, slik vi har sett et eksempel på tidligere i kapitlet med estimater basert på mikrodata. Når vi bruker vektete gjennomsnitt for inntektselastisitetene vil nødvendigvis de mest ekstreme verdiene av både inntektselastisitetene og de største standardavvikene bli borte slik at vektene blir mer homogene. Dermed blir det ikke så stor forskjell på de forskjellige metodene.

Tabell 5.18 Inntektselastisiteter, definert i tabell 5.6. En observasjon per artikkel.

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_{A1}	1,393228	0,1861	7,49	1,207449	0,1672	7,22
β_{A2}	1,350828	0,1861	7,26	1,337598	0,1400	9,55
β_{A3}	1,250981	0,2632	4,75	1,061480	0,1176	9,03
β_B	0,439000	0,2149	2,04	0,439000	0,4097	1,07

Tabell 5.18 viser estimatene for inntektselastisitetene definert i tabell 5.6. Ut fra vår diskusjon i dette kapitlet vil vi forvente at dette er de beste estimatene til vår modell. I VMKM-formuleringen av denne modellen har vi tatt høyde for at dataene har både har en systematisk variasjon i standardavvikene og er utsatt for autokorrelasjon. Vi ser at alle koeffisientene på makronivå er større enn én og på mikronivå mindre enn én. Dermed synes vår hypotese om at helse er et luksusgode på makronivå og et nødvendighetsgode på mikronivå å bli bekreftet.

Siden denne metaregresjonsanalysen er utført på et meget spinkelt datagrunnlag vil vi ønske oss et større datamateriale før vi konkluderer med at vi har funnet gode estimater for inntektselastisiteten etter helsegoder.

5.3 Utvidelse av metaregresjonsanalysen - forslag til videre arbeid

I dette kapitlet vil jeg gi noen forslag til hvordan man kan utvide metaregresjonen for å få sterkere resultater og bedre predikerte verdier for inntektselastisiteten.

Antall artikler som inngår i databasen med inntektselastisitetene må økes. Metoden som den er brukt i denne oppgaven viser noen viktige poenger, men har liten verdi når det kommer til å si noe om de riktige verdiene på inntektselastisitetene. Ved å øke antall artikler vil man få bedre estimater siden en artikkel med en ekstrem observasjon får mindre betydning. Ifølge Stanley (2001) skal alle artikler som omhandler temaet for metaanalysen tas med i databasen, dvs. alle artikler som har estimert inntektselastisiteter for helsegoder. Dette vil kreve mye av de som skal foreta metaanalysen ved at man trenger inngående kjennskap til temaet og har et bredt kontaktnett slik at man også får tak i upublisert materiale. I tillegg bør man være multispråklig slik at man også inkluderer alle studier som er publisert på andre språk enn engelsk. Flere alternativer til å inkludere absolutt alle artikler finnes. Man kan for eksempel inkludere alle publiserte artikler eller alle artikler som er publiserte i internasjonalt anerkjente tidsskrifter. Denne siste fremgangsmåten kan gi forventningsskjevne estimater for inntektselastisiteten ved at det kan tenkes at tidsskriftene kun velger å publisere resultater som er signifikante eller ikke bryter for mye med den gjengse oppfatningen av hva som er riktige resultater. På den annen side vil dette sørge for en viss kvalitetskontroll slik at ikke artikler av "hvem som helst" blir tillagt like stor vekt som artikler fra dyktige forskere.

Ved å øke antall artikler i databasen kan også antall moderatorvariable økes kraftig. I vår analyse har vi kun brukt tre moderatorvariable på grunn av det begrensede antall artikler vi har inkludert. Selv om vi har valgt få variable betyr ikke det at vi ikke tror det er en mengde andre forhold som spiller inn på størrelsen på de estimerte inntektselastisitetene.

Andre momenter som kan tenkes å påvirke de estimerte elastisitetene i tillegg til aggregeringsnivå og type data kan være:

- Gjennomsnittsinntekten
- Det teoretiske grunnlaget for analysen, hva slags type etterspørselssystem har artikkelen estimert. Her kan vi særlig tenke oss at det kan være forskjeller i estimatene

som baserer seg på en Grossmanmodell kontra de som bruker et vanlig etterspørselssystem der helse er ett av mange goder individene etterspør.

- Den økonometriske metoden
- Geografiske kjennetegn ved dataene som brukes (for eksempel dummyer for land)
- Om tidstrender er inkludert i den opprinnelige analysen eller ikke
- Artikkelenes publikasjonsår
- Kjennetegn ved forfatteren (kjønn, geografisk tilknytning etc.)
- Kjennetegn ved helsesystemet i området som blir analysert
- Hva slags helseutgifter artikkelen ser på (legebesøk, sykehusopphold, medisiner, helseforsikring etc.)
- Forsikringssystemet (offentlige/private tilbydere av helsetjenester, offentlige/private forsikringsordninger etc.)

Det vil særlig være interessant å se om inntektselastisitetene for Norge eller andre land i Norden skiller seg fra andre estimerte elastisiteter og om det er trekk ved helsesystemet som gjør at vi kan få gode estimater for hvordan elastisiteten er her.

For modellen KONSUM-HOU vil det også være interessant å gjøre en metaregresjonsanalyse for priselastisiteter etter helsegoder. Databasen for disse elastisitetene kan bygges opp på samme måte som for inntektselastisitetene. Det vil også være artikler som inneholder estimater for begge størrelsene slik at én artikkel kan finnes begge steder. Mange av de samme moderatorvariablene som har blitt foreslått som utvidelser til metaregresjonen for inntektselastisiteter kan også være mulige forslag til moderatorvariable når vi skal estimere priselastisiteten.

Dersom vi følger anbefalingene som er gitt i kapittel 4 og i diskusjonen i dette kapittelet vil vi sannsynligvis ende opp med estimater for både inntekts- og priselastisiteten for helsegoder som vi kan bruke direkte i våre modeller for norsk økonomi.

6 Konklusjoner

Denne oppgaven har forsøkt å gi en oversikt over deler av teorien for etterspørsel etter helsegoder, og deretter å sammenfatte hva som bestemmer de estimerte inntektselastisitetene etter helsegoder. Metaregresjonsanalysen har vært brukt som verktøy til det siste formålet. Dersom vi virkelig skulle fått sterke resultater fra denne analysen måtte vi ha funnet fram til alle artikler som har estimert inntektselastisiteter og utvidet rammene for denne oppgaven kraftig. Det vil det være spennende å se hva videre forskning kan bidra med på dette området.

I den teoretiske delen av oppgaven har vi sett på hvordan helsemarkedet kan modelleres slik at det passer inn i et standard økonomisk rammeverk. Grossmanmodellen har utviklet seg til å bli standardmodellen når det gjelder individenes etterspørsel etter helse og helsegoder, men også andre modeller som belyser andre aspekter ved etterspørselen etter helsegoder har blitt presentert.

Våre resultater fra metaregresjonsanalysen viser at forskningsresultatene på området som tilsynelatende spriker i alle retninger til en viss grad kan forklares ved hjelp av vår enkle modell. Metaregresjonsanalysen, og da særlig varianten der vi vektet observasjonene med deres oppgitte standardavvik, viser seg å være et godt verktøy. Selv om ikke punkttestimatene for koeffisientene nødvendigvis endres så mye ved overgangen fra vanlig minste kvadraters metode (MKM) til vektet minste kvadraters metode (VMKM) ser vi nesten gjennomgående at standardavvikene blir mye mindre. Vi kan dermed trekke konklusjoner på langt sikrere grunnlag ved å vekte observasjonene.

Metaregresjonsmodellen vår har to dimensjoner som forklaringsvariable: Mikro- og makrodata og tidsserie-, tverrsnitts- og paneldata. Som ventet viser også våre beregninger at inntektselastisiteter beregnet med mikrodata gir estimater som er mindre enn én og makrodata gir estimater som er lik eller større enn én. Helse kan altså betegnes som et luksusgode på makronivå, mens det er et nødvendighetsgode på individ- eller husholdningsnivå, slik vi også fant i gjennomgangen av den empiriske litteraturen i kapittel 3. I den andre dimensjonen finner vi at tidsseriedata gir de høyeste estimatene, tverrsnittsdata de nest høyeste estimatene, mens paneldata gir de laveste estimatene for inntektselastisiteten.

Dersom vi skal ta på alvor muligheten for at dataene inneholder autokorrelasjon har vi foretatt beregninger der hver artikkel kun er representert med en observasjon for inntektselastisiteten. Da har vi først tatt et vektet gjennomsnitt av alle observasjonene i en artikkel før vi har foretatt en regresjon på alle artiklene. I denne formuleringen av modellen er det ikke stor forskjell på MKM og VMKM. Konklusjonen blir dermed at mye av usikkerheten i datamaterialet allerede er borte slik at vi ikke vinner like mye på å vekte observasjonene i den endelige regresjonen.

Vårt datagrunnlag er lite og dette er en åpenbar ulempe. For videre forskning vil man måtte utvide databasen med artikler som inneholder estimater for inntektselastisiteten. Dermed vil man få mulighet til å inkludere flere moderatorvariable og bedre predikere hva den riktige inntektselastisiteten for visse kategorier er. En slik studie kan eventuelt bygge videre på angrepsmåte, database og empiriske resultater fra denne masteroppgaven.

Metoden med metaregresjonsanalyse har vist seg å være et spennende forskningsområde. Fordelen med denne metoden er at man kan trekke konklusjoner om forskjellige tema på en objektiv statistisk måte. Vår vurdering er at slike metaregresjonsanalyser har et stort potensiale for å oppsummere den empiriske forskningen på et felt og peke på viktige muligheter for fremtidig forskning.

Referanser

Becker, G. S. og M. M. Murphy (1988): "A theory of Rational Addiction", *Journal of Political Economy*, 96, 4, 675 - 700

Biørn, E. (2003): *Økonometriske emner*, 2. utg. Oslo, Unipub forlag.

Blomqvist, A. G. og R. A. L. Carter (1997): "Is health care really a luxury?", *Journal of Health Economics*, 16, 2, 207 - 229

Clemente, J., C. Marcuello, A. Montañés og F. Pueyo (2004): "On the international stability of health care expenditure functions: are government and private functions similar?", *Journal of Health Economics*, 23, 3, 589 - 613

Culyer, A. J. og J. P. Newhouse (2000): *Handbook of Health Economics*, 1. utg. Amsterdam, Elsevier B.V.

Di Matteo, L. og R. Di Matteo (1998): "Evidence on the determinants of Canadian provincial government health expenditures: 1965 - 1991", *Journal of Health Economics*, 17, 2, 211 - 228

Florax, R. J. G. M., H. L. F. de Groot og R. A. de Mooij (2002): "Meta-analysis: A Tool for Upgrading Inputs of Macroeconomic Policy Models", *CPB Report*, 2002/1, 21 - 25

Folland, S., A. C. Goodman og M. Stano: *The economics of Health and Health Care*, 4. utg., New York, Prentice Hall

Gerdtham, U. G. og B. Jönsson (1991): "Conversion factor instability in international comparisons of health care expenditure", *Journal of Health Economics*, 10, 2, 227 - 234

Gerdtham, U. G. og B. Jönsson (1992): "International comparisons of health care expenditure - Conversion factor instability, heteroscedasticity, outliers and robust estimators", *Journal of Health Economics*, 11, 2, 189 - 197

Gerdtham, U. G., J. Sogaard, F. Andersson og B. Jönsson (1992): "An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-section Study of the OECD Countries", *Journal of Health Economics*, 11, 1, 63 - 84

Gerdtham, U. G. og B. Jönsson (2000): "International comparisons of health expenditure: Theory, data and econometric analysis" i J. P. Newhouse og A. J. Culyer (red.): *Handbook of Health Economics*, Amsterdam, Elsevier Science B.V., vol 1A, 11 - 53

Getzen, T. E. (2000): "Health Care is an Individual Necessity and a National Luxury: Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditures", *Journal of Health Economics*, 19, 2, 259 - 270

Grossman, M. (1972): "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 80, 2, 223 - 255

Grossman, M. (2000): "The Human Capital Model" i A. J. Culyer og J. P. Newhouse (red.): *Handbook of Health Economics*, Amsterdam, Elsevier Science B.V., vol 1A, 348 - 408

Hey, J. D. og M. S. Patel (1983): "Prevention and cure? Or: is an ounce of prevention better than a pound of cure?", *Journal of Economic Literature*, 2, 119 - 138

Hitris, T. og J. Posnett (1992): "The determinants and effects of health expenditure in developed countries", *Journal of Health Economics*, 11, 2, 173 - 181

Hunter, J. og F. Schmidt (1990): *Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in research findings*, 1. utg. Sage, Newsbury Park

Kverndokk, S. (2006): "Inntekt, inntektsulikhet og helse", *Økonomisk Forum*, 9, 22 - 31

Lancaster, K. J. (1966): "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economy*, 74, 2, 132 - 157

Lancaster, K. J. (1971): *Consumer Demand: A New Approach*, 1. utg., New York, Columbia University Press

Manning, W. G. og M. S. Marquis (1996): "Health insurance: the tradeoff between risk pooling and moral hazard", *Journal of Health Economics*, 15, 5, 609 - 639

Marquis, M. S. og S. H. Long (1995): "Worker demand for health insurance in the non-group market", *Journal of Health Economics*, 14, 1, 47 - 63

Murthy, V. N. R. (1992): "Conversion factor instability in international comparisons of health care expenditure: Some econometric comments", *Journal of Health Economics*, 11, 2, 183 - 187

Newhouse, J. P. (1977): "Medical-care expenditure: A cross-national survey", *Journal of Human Resources*, 12, 1, 115 - 125

Nygård, O. E. og J. Aasness (2003): "Virkninger på proveny og konsummønster av endringer i særavgifter på grensehandelsutsatte varer", NOU (2003:17): *Særavgifter og grensehandel*, Oslo, Akademika, Vedlegg 1, 113 - 130

Okunade, A. A. og V. N. R. Murthy (2002): "Technology as a 'major driver' of health care costs: a cointegration analysis of the Newhouse conjecture", *Journal of Health Economics*, 21, 1, 147 - 159

Roberts, J. (1999): "Sensitivity of elasticity estimates for OECD health care spending: Analysis of a dynamic heterogeneous data field", *Health Economics*, 8, 5, 459 - 472

Rous, J. J. og D. R. Hotchkiss (2003): "Estimation of the determinants of household health care expenditures in Nepal with controls for endogenous illness and provider choice", *Health Economics*, 12, 6, 431 - 451

Rødseth, A. (1997): *Konsumentteori*, Oslo, Universitetsforlaget AS.

Schroyen, F. og J. Aasness (2006): "Marginal indirect tax reform analysis with merit good arguments and environmental concerns: Norway, 1999", Discussion Papers nr. 455, Statistisk sentralbyrå

Sommervoll, D. E. og J. Aasness (2001): "Klimagassutslipp, konsumentpriser og levestandard", Økonomiske analyser, 3/2001, 27 - 35

Stanley, T. D. og S. B. Jarrell (1989): "Meta-regression analysis: A quantitative method of literature surveys", Journal of Economic Surveys, 19, 3, 161 - 170

Stanley, T. D. (2001): "Wheat from Chaff: Meta-Analysis as Quantitative Literature Review", Journal of Economics Perspectives, 15, 3, 131 - 150

Vedlegg A

Is Health Care really a Luxury?, Blomqvist og Carter (1997)

Sammendrag av artikkelen:

De fleste internasjonale studier med tverrsnittsdata finner inntektselastisiteter som er større enn én. Noen studier med tidsseriedata på individnivå fra enkelte industrialiserte land finner det samme. Enkelte vil kanskje synes at det er ikke-intuitivt at helse er et luksusgode i den forstand at inntektselastisiteten er større enn én. Helsegoder er noe som blir (eller bør bli) fordelt i henhold til behov, ikke inntekt. Fattige land er forventet å bruke en større andel av deres inntekt på helse enn rike land, gitt at enhetskostnaden ved å produsere helsegoder og hyppigheten av sykdom er den samme i alle land. Data på familiers helseutgifter og inntekt (innen et land) viser også en tendens til at inntektselastisiteten er godt under én.

En mulig forklaring på hvorfor inntektselastisiteten i mange undersøkelser er over én er at den relative prisen på helse stiger med inntekten. Dette skyldes at helse er et arbeidsintensivt gode og at den relative prisen på arbeidsintensive goder har en tendens til å øke med inntekten. En studie foretatt av Gerdtham et al. (1992) viser derimot ingen korrelasjon mellom den relative prisen på helse og real-BNP.

Blomqvist og Carter (1997) bruker nesten hele OECDs datasett for tidsserier for å utlede nye estimater for inntektselastisiteten for helse. Fordi dataene er noe begrenset for Luxemburg, New Zealand, Portugal, Tyrkia, Irland og Spania består datasettet av de resterende 18 OECD-landene. Fordi dette er tidsserier bruker de teknikker som er spesielt utviklet for tidsseriedata. Ulempen med å benytte OECD-data er at mange variable det kunne vært interessant å ha med i analysen må utelates fordi datamaterialet er begrenset. Det brukes landsspesifikke dummyvariable for å kompensere for dette.

Artikkelens mål er tredelt: (i) Den vil ta inn over seg tidsseriestrukturen til dataene og modellere dette på best mulig måte. (ii) Den vil forsøke å skille mellom virkningene på realhelseutgifter av deterministiske (lineære) trender og realinntekt per capita og veksten i

realinntekt per capita og (iii) Den vil undersøke om å slå sammen tidsserie- og tverrsnittsdata er en god måte å få mer presise estimater på og å undersøke om denne metoden gjør at estimatene for inntektselastisiteter er større enn én.

Blomqvist og Carter (1997) ønsker å estimere relasjonen der de antar at alle landene har den samme inntektselastisiteten og den samme tidstrenden. Forskjellene i de observerte utgiftene til helseformål tas hånd om av landsspesifikke dummyvariable.

Som det første steget i denne estimeringen, estimerer de inntektselastisitetene og trendparameterene uten restriksjonene om at de skal være like for alle landene. De tilsynelatende ubeslektede regresjonsestimatorene (SURE) er asymptotisk forventningsskjev og ineffektive. Derfor bruker de Philips-Loretanteknikker på alle de 18 likningene simultant, dvs. de bruker PLSUR-estimatorer. Disse estimatene bruker jeg i min metaregresjonsanalyse, vektet med deres oppgitte standardavvik. For 11 av disse estimatene for inntektselastisiteten inneholder 95 %-konfidensintervallet én eller ligger fullstendig under én.

Resultatet av den sammenslåtte regresjonen gir et estimat for inntektselastisiteten på 0,975 (standardavvik 0,0504) og 0,0203 for trenden. Trendparameteren tilsier at helseutgifter vokser med ca. 2 % årlig selv om inntekten holdes konstant. Eksistensen av en uavhengig tidstrend tolkes som at den teknologiske utviklingen er en viktig faktor for bestemmelse av helseutgiftene. Ved første øyekast skulle kanskje teknologisk utvikling redusere kostnadene fordi teknologisk utvikling reduserer de effektive kostnadene av å produsere en enhet av et gode. For å se at resultatet er det motsatte må vi ta inn over oss det faktum at etterspørselen etter helsegoder er avledet av etterspørselen etter god helse. Dermed kan teknologisk fremskritt bety at vi stadig får nye og bedre, men også mer kostnadskrevede, behandlingsmetoder. Dette vil da føre til at etterspørselen vil øke selv om priselastisiteten til helse er mindre enn én. Estimatet for inntektselastisiteten er lavere enn det som typisk har vært observert med aggregerte tverrsnittsdata og godt under én når både tidstrenden og de landsspesifikke dummyvariablene er med. Blomqvist og Carter (1997) rapporterer at dersom en av disse variablene utelates fra regresjonen vil inntektselastisitetsestimatet bli høyere, dvs. større enn én.

Ved testing av den sammenslåtte regresjonen finner Blomqvist og Carter (1997) at restriksjonen om like inntektselastisiteter og tidstrender mellom landene muligens ikke er gyldig og de vil ikke konkludere med at estimatene de har funnet er gode estimater for en felles inntektselastisitet og en felles trend. Dette behøver ikke bety at de faktiske inntektselastisitetene og tidstrendene er forskjellige mellom landene, men at de estimerte forskjellene skyldes spesifikasjonsfeil, bruk av korte tidsserier, imperfeksjoner og inkonsistens i datamaterialet. Fra et metodologisk synspunkt er artikkelens kanskje viktigste resultat at det å slå sammen dataene muligens ikke er gyldig. Dette har implikasjoner for de som ønsker å bruke aggregerte tverrsnittsdata til å estimere determinantene til helseutgifter per capita.

Artikkelen sår tvil om tidligere estimerte inntektselastisiteter på over én (altså at helsegoder er et luksusgode på aggregert nivå) fordi andre studier på den ene siden ikke har tatt inn over seg tidsseriestrukturen til dataene og utelatelsen av landsspesifikke faktorer som er korrelert med inntekt, og at de på den andre siden ikke klarer å skille mellom tidstrender og realinntektseffekter.

Vedlegg B

Studie	Type data			Aggregering			Mål på usikkerhet		Kommentar til observasjonen	
	IE	TI	TV		PA	MAKRO	IE/Std	1/Std		Standardavvik
Blomqvist og Carter (1997)	2,74	1	0	0	1	4,901610018	1,788908766	0,559		Australia.
Blomqvist og Carter (1997)	2,07	1	0	0	1	5,362694301	2,590673575	0,386		Østerrike.
Blomqvist og Carter (1997)	1,97	1	0	0	1	3,373287671	1,712328767	0,584		Belgia.
Blomqvist og Carter (1997)	-0,533	1	0	0	1	-0,83021807	1,557632399	0,642		Canada.
Blomqvist og Carter (1997)	3,28	1	0	0	1	6,586345382	2,008032129	0,498		Danmark.
Blomqvist og Carter (1997)	-1,61	1	0	0	1	-0,60526316	0,37593985	2,66		Finland.
Blomqvist og Carter (1997)	1,12	1	0	0	1	7,272727273	6,493506494	0,154		Frankriket.
Blomqvist og Carter (1997)	4,71	1	0	0	1	2,030172414	0,431034483	2,32		Tyskland.
Blomqvist og Carter (1997)	0,986	1	0	0	1	8,355932203	8,474576271	0,118		Hellas.
Blomqvist og Carter (1997)	1,02	1	0	0	1	2,236842105	2,192982456	0,456		Island.
Blomqvist og Carter (1997)	2,25	1	0	0	1	6,320224719	2,808988764	0,356		Italia.
Blomqvist og Carter (1997)	0,474	1	0	0	1	0,643147897	1,356852103	0,737		Japan.
Blomqvist og Carter (1997)	3,26	1	0	0	1	13,58333333	4,166666667	0,24		Nederland.
Blomqvist og Carter (1997)	-20,8	1	0	0	1	-0,59598854	0,028653295	34,9		Norge.
Blomqvist og Carter (1997)	-2,76	1	0	0	1	-0,72440945	0,262467192	3,81		Sverige.
Blomqvist og Carter (1997)	2,05	1	0	0	1	2,392065344	1,166861144	0,857		Sveits.
Blomqvist og Carter (1997)	0,742	1	0	0	1	1,952631579	2,631578947	0,38		Storbritannia.
Blomqvist og Carter (1997)	1,5	1	0	0	1	10,06711409	6,711409396	0,149		USA.
Clemente et. al. (2004)	1,32	1	0	0	1	19,7	14,92424242	0,067005076	19,7	Østerrike
Clemente et. al. (2004)	2,21	1	0	0	1	30,1	13,6199095	0,073421927	30,1	Belgia
Clemente et. al. (2004)	2,24	1	0	0	1	48,2	21,51785714	0,046473029	48,2	Frankriket
Clemente et. al. (2004)	3,58	1	0	0	1	5	1,396648045	0,716	5	Tyskland
Clemente et. al. (2004)	4,5	1	0	0	1	15,7	3,488888889	0,286624204	15,7	Nederland
Clemente et. al. (2004)	2,13	1	0	0	1	13,3	6,244131455	0,160150376	13,3	Danmark

Studie	Type data			Aggregering			Mål på usikkerhet		Kommentar til observasjonen	
	IE	TI	TV PA		MAKRO	IE/Std	1/Std	Standardavvik		t-verdi
Clemente et. al. (2004)	4,05	1	0 0		1	13,26	3,274074074	0,305429864	13,26	Finland
Clemente et. al. (2004)	2,49	1	0 0		1	28,4	11,40562249	0,087676056	28,4	Irland
Clemente et. al. (2004)	1,39	1	0 0		1	11,8	8,489208633	0,11779661	11,8	Italia
Clemente et. al. (2004)	2,42	1	0 0		1	18,1	7,479338843	0,133701657	18,1	Portugal
Clemente et. al. (2004)	3,38	1	0 0		1	27,5	8,136094675	0,122909091	27,5	Spania
Clemente et. al. (2004)	2,96	1	0 0		1	12,2	4,121621622	0,242622951	12,2	Sverige
Clemente et. al. (2004)	2,19	1	0 0		1	24,3	11,09589041	0,090123457	24,3	Storbritannia
Clemente et. al. (2004)	1,69	1	0 0		1	12,6	7,455621302	0,134126984	12,6	Australia
Clemente et. al. (2004)	1,94	1	0 0		1	14,92	7,690721649	0,13002681	14,92	Canada
Clemente et. al. (2004)	1,81	1	0 0		1	33,5	18,50828729	0,054029851	33,5	Island
Clemente et. al. (2004)	1,49	1	0 0		1	4,8	3,22147651	0,310416667	4,8	New Zealand
Clemente et. al. (2004)	3,82	1	0 0		1	19,4	5,078534031	0,196907216	19,4	Sveits
Clemente et. al. (2004)	4,01	1	0 0		1	23,9	5,960099751	0,167782427	23,9	USA
Clemente et. al. (2004)	1,53	1	0 0		1	22,3	14,5751634	0,068609865	22,3	Østerrike
Clemente et. al. (2004)	1,62	1	0 0		1	30,9	19,07407407	0,052427184	30,9	Belgia
Clemente et. al. (2004)	1,69	1	0 0		1	8,6	5,088757396	0,196511628	8,6	Frankriket
Clemente et. al. (2004)	1,21	1	0 0		1	10,8	8,925619835	0,112037037	10,8	Tyskland
Clemente et. al. (2004)	3,11	1	0 0		1	63,9	20,54662379	0,048669797	63,9	Nederland
Clemente et. al. (2004)	1,35	1	0 0		1	14,2	10,51851852	0,095070423	14,2	Finland
Clemente et. al. (2004)	1,14	1	0 0		1	12,7	11,14035088	0,08976378	12,7	Irland
Clemente et. al. (2004)	1,92	1	0 0		1	27,9	14,53125	0,068817204	27,9	Italia
Clemente et. al. (2004)	2,3	1	0 0		1	20,6	8,956521739	0,111650485	20,6	Spania
Clemente et. al. (2004)	0,28	1	0 0		1	2,2	7,857142857	0,127272727	2,2	Storbritannia
Clemente et. al. (2004)	1,41	1	0 0		1	41,7	29,57446809	0,03381295	41,7	Australia
Clemente et. al. (2004)	0,65	1	0 0		1	3,2	4,923076923	0,203125	3,2	Canada
Clemente et. al. (2004)	1,38	1	0 0		1	18,5	13,4057971	0,074594595	18,5	Norge
Clemente et. al. (2004)	2,29	1	0 0		1	9,7	4,23580786	0,236082474	9,7	USA

Studie	Type data			Aggregering	Mål på usikkerhet		Kommentar til observasjonen		
	IE	TI	TV PA		MAKRO	IE/Std		1/Std	Standardavvik
Clemente et. al. (2004)	1,58	1	0 0	1	33,62	21,27848101	0,046995836	33,62	Belgia
Clemente et. al. (2004)	1,75	1	0 0	1	35,8	20,45714286	0,048882682	35,8	Frankriket
Clemente et. al. (2004)	2,6	1	0 0	1	4,5	1,730769231	0,577777778	4,5	Tyskland
Clemente et. al. (2004)	2,3	1	0 0	1	20,99	9,126086957	0,109575989	20,99	Nederland
Clemente et. al. (2004)	2,1	1	0 0	1	26,8	12,76190476	0,078358209	26,8	Danmark
Clemente et. al. (2004)	1,62	1	0 0	1	23,26	14,35802469	0,069647463	23,26	Finland
Clemente et. al. (2004)	2,37	1	0 0	1	34,8	14,6835443	0,068103448	34,8	Irland
Clemente et. al. (2004)	2,19	1	0 0	1	26,7	12,19178082	0,082022472	26,7	Italia
Clemente et. al. (2004)	3,47	1	0 0	1	17,8	5,129682997	0,19494382	17,8	Portugal
Clemente et. al. (2004)	2,68	1	0 0	1	46,8	17,46268657	0,057264957	46,8	Spania
Clemente et. al. (2004)	2,34	1	0 0	1	36,4	15,55555556	0,064285714	36,4	Sverige
Clemente et. al. (2004)	2,03	1	0 0	1	24	11,8226601	0,084583333	24	Storbritannia
Clemente et. al. (2004)	1,47	1	0 0	1	21,4	14,55782313	0,068691589	21,4	Australia
Clemente et. al. (2004)	1,53	1	0 0	1	20,5	13,39869281	0,074634146	20,5	Canada
Clemente et. al. (2004)	2,41	1	0 0	1	10	4,149377593	0,241	10	Island
Clemente et. al. (2004)	3,65	1	0 0	1	25,6	7,01369863	0,142578125	25,6	Sveits
Clemente et. al. (2004)	2,02	1	0 0	1	9,7	4,801980198	0,208247423	9,7	USA
Di Matteo og Di Matteo (1998)	0,77	1	0 0	1	11,3	14,67532468	0,068141593	11,3	Regionale helseutgifter i Canada
Roberts (1999)	2,041	0	0 1	1	4,768691589	2,336448598	0,428		Gjennomsnittlig gruppe, dynamisk modell
Roberts (1999)	1,254	0	0 1	1	15,87341772	12,65822785	0,079		Gjennomsnittlig gruppe, statisk modell
Roberts (1999)	1,515	0	0 1	1	27,05357143	17,85714286	0,056		Poolede data, statisk modell
Roberts (1999)	1,514	0	1 0	1	9,403726708	6,211180124	0,161		Tverrsnittdata med gjennomsnitt fra 1960 til -93
Rous og Hotchkiss (2003)	1,022	0	1 0	0	5,161616162	5,050505051	0,198		Data fra Nepal.
Okunade og Murthy (2002)	1,29	1	0 0	1	12,9	10	0,1	12,9	USA. Ser på teknologisk fremgang målt ved totale FoU-midler.
Okunade og Murthy (2002)	1,59	1	0 0	1	6,11	3,842767296	0,260229133	6,11	USA. Ser på teknologisk fremgang målt ved totale midler til FoU i helsesektoren.

Studie	Type data			Aggregering	Mål på usikkerhet		Kommentar til observasjonen	
	IE	TI	TV PA		IE/Std	1/Std		Standardavvik
Okunade og Murthy (2002)	1,64	1	0 0	1	11,18	6,817073171	0,146690519 11,18	USA. Ser på teknologisk fremgang målt ved totale FoU-midler.
Okunade og Murthy (2002)	1,56	1	0 0	1	16,18	10,37179487	0,096415328 16,18	USA. Ser på teknologisk fremgang målt ved totale midler til FoU i helsesektoren.
Manning og Marquis (1996)	0,22	0	1 0	0	1,111111111	5,050505051		Oppgir ikke noe standardavvik eller t-verdi for estimatene.
Manning og Marquis (1996)	0,07	0	1 0	0	0,353535354	5,050505051		Oppgir ikke noe standardavvik eller t-verdi for estimatene.
Marquis og Long (1995)	0,15	0	1 0	0	0,757575758	5,050505051		Oppgir ikke noe standardavvik eller t-verdi for estimatene.
Hitris og Posnett (1992)	1,026	0	0 1	1	85,5	83,33333333	0,012	Regnet om til felles måleenhet ved valutakurser.
Hitris og Posnett (1992)	1,16	0	0 1	1	77,33333333	66,66666667	0,015	Regnet om til felles måleenhet ved PPP.
Hitris og Posnett (1992)	1,01	0	0 1	1	84,16666667	83,33333333	0,012	Valutakurser. Regresjonslikningen inneholder også andre variable.
Hitris og Posnett (1992)	1,094	0	0 1	1	78,14285714	71,42857143	0,014	PPP. Regresjonslikningen inneholder også andre variable.
Gerdtham et. al. (1992)	1,327	0	1 0	1	4,25	3,202712886	0,312235294 4,25	Tverrsnitt av 19 OECD-land i 1987.
Gerdtham og Jönsson (1991)	1,24	0	1 0	1	22,95	18,50806452	0,054030501 22,95	Valutakurser.
Gerdtham og Jönsson (1991)	1,43	0	1 0	1	14,52	10,15384615	0,098484848 14,52	GDP-PPP
Gerdtham og Jönsson (1991)	1,43	0	1 0	1	11,02	7,706293706	0,129764065 11,02	Helse-PPP
Murthy (1992)	1,34	0	1 0	1	4,3	3,208955224	0,311627907 4,3	Least Absolute Error estimator (LAE). Valutakurser
Murthy (1992)	1,57	0	1 0	1	6,33	4,031847134	0,248025276 6,33	Least Absolute Error estimator (LAE). GDP-PPP
Murthy (1992)	1,19	0	1 0	1	1,11	0,932773109	1,072072072 1,11	Least Absolute Error estimator (LAE). Helse-PPP
Gerdtham og Jönsson (1992)	1,243	0	1 0	1	22,95	18,46339501	0,05416122 22,95	Valutakurser.
Gerdtham og Jönsson (1992)	1,429	0	1 0	1	14,5	10,14695591	0,098551724 14,5	GDP-PPP
Gerdtham og Jönsson (1992)	1,435	0	1 0	1	11,02	7,679442509	0,130217786 11,02	Helse-PPP

Vedlegg C

Estimeringer av likning (i) til (iv) i kapittel 5.2. der observasjonene fra Marquis og Long (1995) og Manning og Marquis (1996) har andre standardavvik.

Observasjonene fra Marquis og Long (1995) og Manning og Marquis (1996) har blitt tildelt det gjennomsnittlige standardavviket til alle observasjonene (std=0,664575104920332).

Kun konstantledd (i) $IE_i = \beta_K + \varepsilon_i$

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,52252	0,2639	5,77	1,27750	0,04872	26,2

Dummy for aggregerte data (ii) $IE_i = \beta_K + \beta_{MA}MAKRO_i + \varepsilon_i$

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,3655	1,287	0,284	0,837922	1,573	0,533
β_{MA}	1,20787	1,315	0,918	0,440009	1,574	0,280

Dummy for tidsserie- og paneldata (iii) $IE_i = \beta_K + \beta_{TI}TI_i + \beta_{PA}PA_i + \varepsilon_i$

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,10733	0,6694	1,65	1,30062	0,1829	7,11
β_{TI}	0,521831	0,7349	0,710	0,574227	0,1948	2,95
β_{PA}	0,192667	1,187	0,162	-0,231588	0,1871	-1,24

Dummy for tidsserie-, panel- og aggregerte data

(iv) $IE_i = \beta_K + \beta_{TI}TI_i + \beta_{PA}PA_i + \beta_{MA}MAKRO_i + \varepsilon_i$

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,3655	1,3	0,281	0,837922	1,080	0,776
β_{TI}	0,252073	0,841	0,3	0,560442	0,1982	2,83
β_{PA}	-0,0770909	1,257	-	-0,245374	0,1906	-1,29
			0,0613			
β_{MA}	1,01159	1,518	0,666	0,476487	1,096	0,435

Estimater til koeffisientene i tabell 5.6.

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_{A1}	1,629163	0,304	5,35	1,874851	0,7079	2,65
β_{A2}	1,37709	0,784	1,76	1,314409	0,1863	7,06
β_{A3}	1,2999991	0,983	1,32	1,069035	0,0391	27,35
β_B	0,3655	1,300	0,28	0,837922	1,0800	0,78

Observasjonene fra Marquis og Long (1995) og Manning og Marquis (1996) har blitt tildelt standardavvik lik én (std=1).

Kun konstantledd

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,52252	0,2639	5,77	1,27763	0,04870	26,2

Dummy for aggregerte data

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,3655	1,287	0,284	0,929884	1,674	0,555
β_{MA}	1,20787	1,315	0,918	0,348046	1,675	0,208

Dummy for tidsserie- og paneldata

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,10733	0,6694	1,65	1,30456	0,1831	7,13
β_{TI}	0,521831	0,7349	0,710	0,570294	0,1949	2,93
β_{PA}	0,192667	1,187	0,162	-0,235522	0,1873	-1,26

Dummy for tidsserie-, panel- og aggregerte data

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,3655	1,3	0,281	0,929884	1,149	0,809
β_{TI}	0,252073	0,841	0,3	0,560442	0,1981	2,83
β_{PA}	-0,0770909	1,257	-	-0,245374	0,1905	-1,29
			0,0613			
β_{MA}	1,01159	1,518	0,666	0,384524	1,164	0,330

Estimater til koeffisientene i tabell 5.6.

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_{A1}	1,629163	0,304	5,35	1,87485	0,0671	27,93
β_{A2}	1,37709	0,784	1,76	1,314408	0,1863	7,06
β_{A3}	1,2999991	0,983	1,32	1,069034	0,0393	27,17
β_B	0,3655	1,300	0,28	0,929884	1,1492	0,81

Observasjonene fra Marquis og Long (1995) og Manning og Marquis (1996) har blitt tildelt det dårligste/høyeste til alle observasjonene (std=34,9).

Kun konstantledd

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,52252	0,2639	5,77	1,27773	0,04869	26,2

Dummy for aggregerte data

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,3655	1,287	0,284	1,02192	1,769	0,578
β_{MA}	1,20787	1,315	0,918	0,256015	1,770	0,145

Dummy for tidsserie- og paneldata

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	1,10733	0,6694	1,65	1,30768	0,1832	7,14
β_{TI}	0,521831	0,7349	0,710	0,567166	0,1950	2,91
β_{PA}	0,192667	1,187	0,162	-0,238650	0,1874	-1,27

Dummy for tidsserie-, panel- og aggregerte data

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_K	0,3655	1,3	0,281	1,02192	1,214	0,841
β_{TI}	0,252073	0,841	0,3	0,560442	0,1981	2,83
β_{PA}	-0,0770909	1,257	-0,0613	-0,245374	0,1905	-1,29
β_{MA}	1,01159	1,518	0,666	0,292493	1,229	0,238

Estimater til koeffisientene i tabell 5.6.

	MKM			VMKM		
	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi
β_{A1}	1,629163	0,304	5,35	1,874855	0,0673	27,87
β_{A2}	1,37709	0,784	1,76	1,314413	0,1853	7,06
β_{A3}	1,2999991	0,983	1,32	1,069039	0,0396	27,00
β_B	0,3655	1,300	0,28	1,02192	1,2145	0,84

Vedlegg D

Alle artikler er representert med én observasjon. Manning og Marquis (1996) og Marquis og Long (1995) har fått standardavviket til Rous og Hotchkiss (2003).

Studie	Elastisitet				Type data	Aggregering	Mål på usikkerhet i den opprinnelige studien			
	IE	TI	TV	PA			MAKRO	Standardavvik	t-verdi	IE/Std
Blomqvist og Carter (1997)	1,4365	1	0	0		1	0,1835	7,828337875	7,828337875	5,449591281
Clemente et. al. (2004)	1,89137	1	0	0		1	0,1178	16,0557725	16,0557725	8,488964346
Di Matteo og Di Matteo (1998)	0,77	1	0	0		1	0,068141593	11,3	11,3	14,67532468
Roberts (1999)	1,44048	0	0	1		1	0,07788	18,49614792	18,49614792	12,84026708
Rous og Hotchkiss (2003)	1,022	0	1	0		0	0,198	5,161616162	5,161616162	5,050505051
Okunade og Murthy (2002)	1,47504	1	0	0		1	0,08378	17,60611124	17,60611124	11,93602292
Manning og Marquis (1996)	0,145	0	1	0		0	0,198	0,732323232	0,732323232	5,050505051
Marquis og Long (1995)	0,15	0	1	0		0	0,198	0,757575758	0,757575758	5,050505051
Hitris og Posnett (1992)	1,06148	0	0	1		1	0,03281	32,35233161	32,35233161	30,47851265
Gerdtham et. al. (1992)	1,327	0	1	0		1	0,312235294	4,250000002	4,250000002	3,202712887
Gerdtham og Jönsson (1991)	1,30113	0	1	0		1	0,06276	20,73183556	20,73183556	15,93371574
Murthy (1992)	1,47158	0	1	0		1	0,0859	17,13131548	17,13131548	11,64144354
Gerdtham og Jönsson (1992)	1,3036	0	1	0		1	0,06219	20,96156938	20,96156938	16,07975559